

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO DO SUL
UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA**

**DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES DE SOJA EM GRÃOS: O PAPEL DA
TAXA DE CÂMBIO**

ROGÉRIO ALENCAR PEREIRA DE SOUSA

**ORIENTADOR: JORGE MADEIRA NOGUEIRA
CO-ORIENTADOR: WENCESLAU GOEDERT**

**DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM AGRONEGÓCIOS
PUBLICAÇÃO: 27 / 2006**

**BRASÍLIA / DF
SETEMBRO / 2006**

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA E CATALOGAÇÃO

SOUSA, R. A. P. **Determinantes das exportações de soja em grãos: o papel da taxa de câmbio.** Brasília: Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, Universidade de Brasília, 2006, 84 p. Dissertação de Mestrado.

Documento formal, autorizando reprodução desta dissertação de mestrado para empréstimo ou comercialização, exclusivamente para fins acadêmicos, foi passado pelo autor à Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, Universidade de Brasília e Universidade Federal de Goiás e acha-se arquivado na Secretaria do Programa. O autor reserva para si os outros direitos autorais, de publicação. Nenhuma parte desta dissertação de mestrado pode ser reproduzida sem a autorização por escrito do autor. Citações são estimuladas, desde que citada a fonte.

FICHA CATALOGRÁFICA

Sousa, Rogério Alencar Pereira de
Determinantes das exportações de soja em grãos: o papel da taxa de câmbio Rogério Alencar Pereira de Sousa; orientação de Jorge Madeira Nogueira – Brasília, 2006. 84 p.: il.
Dissertação de Mestrado (M) – Universidade de Brasília / Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, 2006.

1. Taxa de câmbio. 2. Exportações. 3. Soja em grãos. 4. Política cambial I. Nogueira II. Título.

CDD ou CDU
Agris / FAO

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE MATO GROSSO DO SUL
UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA**

**DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES DE SOJA EM GRÃOS: O PAPEL DA
TAXA DE CÂMBIO**

ROGÉRIO ALENCAR PEREIRA DE SOUSA

DISSERTAÇÃO DE Mestrado submetida ao Programa de Pós-graduação Multiinstitucional em Agronegócios (consórcio entre a Universidade Federal de Mato Grosso do Sul, Universidade de Brasília e a Universidade Federal de Goiás), como parte dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Agronegócios na área de concentração de Gestão, Coordenação e Competitividade dos Sistemas Agroindustriais

APROVADO POR:

**JORGE MADEIRA NOGUEIRA, PhD (UnB)
(ORIENTADOR)**

**WENCESLAU GOEDERT, PhD (UnB)
(EXAMINADOR INTERNO)**

**FRANCISCO DAS CHAGAS PEREIRA, PhD (FGV)
(EXAMINADOR EXTERNO)**

BRASÍLIA/DF, 28 de Setembro de 2006.

DEDICATÓRIA

Aos meus pais José Alencar Pereira de Sousa e Hosanice Maria Guimarães de Sousa (*in memoriam*), e a todos que me ajudaram de alguma forma a realizar este meu projeto de vida.

AGRADECIMENTOS

Expresso meu sincero agradecimento:

À Universidade de Brasília (UnB), através da Coordenação de Pós-Graduação de Agronegócios da Faculdade de Agronomia e Medicina Veterinária, pela oportunidade de realização do curso.

Ao Orientador Dr. Jorge Madeira Nogueira pelo apoio e auxílio em todas etapas dessa dissertação.

Ao Co-orientador Dr. Wenceslau Goedert pela orientação e disponibilidade ao longo do curso.

Ao professor Dr. Francisco da Chagas Pereira pela disponibilidade e colaboração nessa dissertação.

Aos demais professores do Curso de Pós-Graduação em Agronegócio, pela agradável convivência estudantil.

Às demais pessoas que, de alguma forma, contribuíram para a realização desta pesquisa.

DETERMINANTES DAS EXPORTAÇÕES DE SOJA EM GRÃOS: O PAPEL DA TAXA DE CÂMBIO

RESUMO

O agronegócio brasileiro é responsável por, aproximadamente, 40% da pauta de exportação, com destaque para a soja em grãos. Entretanto, o volume exportado anualmente parece ser influenciado pelo comportamento da taxa de câmbio. O objetivo deste estudo é, portanto, analisar a influência dessa taxa nas exportações da soja em grãos do Brasil, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2004. As informações empíricas foram tratadas por meio de modelos econométricos, que permitiram várias simulações entre o volume das exportações de soja em grãos e da quantidade de soja esmagada por mês em função da taxa cambial mensal. Somente as variáveis independentes taxa de câmbio e a quantidade mensal de soja em grãos esmagada pelo Brasil foram importantes na formação dos modelos. Concluiu-se que não houve correlação positiva e significativa entre a taxa de câmbio e o volume de soja em grãos exportado pelo Brasil para o período considerado.

Palavras-chave: taxa de câmbio, exportação, soja em grãos, política cambial.

MAIN FACTORS OF SOY IN GRAINS EXPORTATIONS: THE ROLE OF THE EXCHANGE RATE

ABSTRACT

The Brazilian Agribusiness is responsible for, approximately, 40% of the total exports. Especially important in terms of the Brazilian international trade is soy in grains. However, the soy exportation suffers interference from the level of the exchange rate. The objective of this study is to analyze the influence of Brazil's soy in grains exportations, in the period of January 1997 to December 2004. Empirical data were manipulated through some simulations of Brazil's soy in grains exports. Only the independent variables exchange rate and the monthly amount of jammed soy in grains by Brazil were important in the formation models. As our main result there is not found a positive and significant correlation between the exchange rate and the amount of soy in grains exported by Brazil.

Key words: exchange rate, exportations, soy in grains, cambial politics.

LISTA DE FIGURAS E GRÁFICOS

CAPÍTULO 2

Figura 2.1 – Correlação entre a taxa de juros e a taxa cambial 06

Figura 2.2 – Efeitos da desvalorização cambial do Real nos mercados da soja no Brasil e nos outros países do mundo (rw) 10

Figura 2.3 – Evolução da Política Cambial brasileira de 1988 a 2005 15

Gráfico 2.1 – Evolução da taxa cambial do Brasil de junho de 1994 até dezembro de 2004 13

Gráfico 2.2 – Volume exportado de soja em grãos pelo Brasil de 2000 a 2003 (Mil toneladas) 21

Gráfico 2.3 – Evolução da taxa de câmbio mensal do Brasil de 2000 a 2003 (R\$ / US\$ a.m.) 21

CAPÍTULO 3

Figura 3.1 – Componentes da cadeia da soja no Brasil 31

CAPÍTULO 5

Gráfico 5.1 – Evolução do resíduo do volume exportado de soja em grãos pelo Brasil em função da taxa cambial mensal de 1997 a 2004 (média móvel trimestral) 54

Gráfico 5.2 – Evolução do resíduo do volume exportado de soja em grãos pelo Brasil em função da quantidade de soja esmagada de 1997 a 2004 (média móvel trimestral) 54

Gráfico 5.3 – Evolução do resíduo do volume exportado de soja em grãos pelo Brasil em função do volume calculado de soja exportada mensalmente de 1997 a 2004 (média móvel trimestral) 55

LISTA DE TABELAS E QUADROS

CAPÍTULO 3

Tabela 3.1 – Participação do Brasil nas exportações agrícolas mundiais (Bilhões de US\$) 28

Tabela 3.2 – Quadro de suprimentos de soja em grãos do mundo (Milhões de toneladas) 29

Tabela 3.3 – Oferta e demanda de soja em grãos do Brasil (Mil toneladas) 29

CAPÍTULO 4

Tabela 4.1 – Preço médio corrente da soja em grãos exportada pelo Brasil de 1997 a 2004 (US\$ FOB / tonelada / mês) 37

Tabela 4.2 – Volume exportado da soja em grãos exportada pelo Brasil de 1997 a 2004 (Mil toneladas / mês) 37

Tabela 4.3 – Taxas de câmbio mensais de 1997 a 2004 (R\$ / US\$ a.m.) 38

Tabela 4.4 – Índice Nacional Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) de 1997 a 2004 (% a.m.) 39

Tabela 4.5 – Taxa de juros mensais do Brasil de 1997 a 2004 (Tx SELIC % a.m) 39

Tabela 4.6 – Esmagamento de soja no Brasil de 1997 a 2004 (Mil toneladas) 39

Tabela 4.7 – Preço médio da soja em grãos no mercado internacional de 1997 a 2004 (US\$ / tonelada / mês) 30

Quadro 4.1 – Sinais esperados das variáveis independentes	42
--	----

CAPÍTULO 5

Tabela 5.1 – Variáveis analisadas no cálculo da regressão linear	48
---	----

Tabela 5.2 – Resultados estatísticos dos possíveis modelos de Regressão Múltipla	49
---	----

Tabela 5.3 – Resultado estatístico da Regressão Linear Múltipla	51
--	----

Tabela 5.4 – Cenários para o volume exportado de soja em grãos pelo Brasil (Mil toneladas ao mês)	56
--	----

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

Associação Brasileira da Indústrias de Óleos Vegetais	ABIOVE
Chicago Board of Trade	CBOT
Companhia Nacional de Abastecimento	CONAB
Conselho Monetário Nacional	CMN
Estados Unidos da América	EUA
Fundo Monetário Internacional	FMI
Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo	IPCA
Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística	IBGE
Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior	MDIC
Organização Mundial do Comércio	OMC
Paridade do Poder de Compra	PPC
Secretaria de Comércio Exterior	SECEX
Sistema Especial de Liquidação de Custódia	SELIC
United Stated Departament of Agriculture	USDA

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	01
2. CÂMBIO, POLÍTICA CAMBIAL E AS EXPORTAÇÕES AGRÍCOLAS	04
2.1 Aspectos conceituais básicos: economia da taxa de câmbio	04
2.1.1 A importância econômica da taxa de câmbio	04
2.1.2 Taxa de câmbio e taxa de juros	05
2.1.3 Câmbio, preços internos e preços internacionais	07
2.2 A evolução da política cambial brasileira	11
2.3 Política cambial e as exportações agrícolas	16
3. A IMPORTÂNCIA DA SOJA EM GRÃOS NO COMÉRCIO EXTERNO BRASILEIRO	25
3.1 Breve histórico da evolução e movimento da soja nas regiões brasileiras	25
3.2 A importância do comércio exterior para o complexo soja brasileiro	28
3.3 A importância do complexo soja para as exportações brasileiras	30
4. MATERIAIS E MÉTODOS	36
4.1 Período de estudo	36
4.2 Modelo analítico	40
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	47
5.1 Resultados da Regressão Linear Simples	47
5.2 Resultados da Regressão Linear Múltipla	48
5.2.1 Possíveis modelos de Regressão Múltipla	48
5.2.2 O modelo melhor ajustado	50
6. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES	59
7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	63
8. ANEXOS	70

1. INTRODUÇÃO

As exportações agrícolas do Brasil representaram US\$ 43,6 bilhões em 2005. Esse montante correspondia a uma participação de cerca de 40 % do valor total das exportações brasileiras (MDIC/SECEX, 2005). O Brasil tornou-se um dos principais produtores e exportadores de *commodities* agrícolas. Entre elas a que apresentou o melhor desempenho foi a soja. Conforme Fernandes (1998), a produção brasileira de soja era praticamente inexistente em 1965. No entanto, em 1970 atingiu mais de 5,0 milhões de toneladas, em 1980 passou para 15,16 milhões, em 1998 para 30,9 milhões e em 2005 alcançou 53,0 milhões de toneladas (ABIOVE, 2005). De acordo com o MDIC/SECEX (2005), as exportações da soja em grãos evoluíram de 4,6 milhões de toneladas em 1989, para 22,4 milhões de toneladas em 2005, ou seja, houve um aumento de cerca de 387%.

Fica claro, então, que se a agropecuária se destaca no comércio exterior brasileiro, o complexo soja (soja em grãos, farelo e óleo de soja) se destaca ainda mais. Conforme dados do MDIC/SECEX (2005), as participações do valor das exportações de soja em grãos, farelo e óleo de soja no valor das exportações agrícolas totais do Brasil foram de 12,3%, 6,6% e 2,9%, respectivamente, em 2005.

Nesta dissertação optou-se por estudar somente as exportações de soja em grão devido a essa expressiva participação na balança comercial agrícola do Brasil.

As exportações agropecuárias podem ser influenciadas por diversos fatores. Dentre esses fatores, a taxa cambial pode ser um elemento crucial para que as exportações da soja em grãos do Brasil mantenham a sua participação no mercado internacional (WARNKEN, 2000). Assim, elaborou-se a seguinte hipótese de trabalho: há uma correlação positiva e significativa entre a taxa de câmbio e o volume de soja em grãos exportado pelo Brasil. Foi ela que motivou a busca de estudos e dados relevantes aqui analisados.

O objetivo geral do presente estudo é, portanto, analisar a influência da taxa de câmbio nas exportações da soja em grãos do Brasil, no período de janeiro de 1997 a dezembro de 2004. Os objetivos específicos são: i) analisar se houve ou não correlação significativa dos volumes exportados de soja em grãos (variável dependente), com as seguintes variáveis independentes: a taxa média trimestral do câmbio, a taxa média trimestral de juros (SELIC), a taxa média trimestral de inflação (IPCA), o preço médio trimestral da exportação de soja em grãos, a quantidade média trimestral de soja em grãos esmagada pelo Brasil e o preço internacional médio e trimestral da soja em grãos; e ii) contribuir com a formulação do modelo econométrico, analisar se as variáveis independentes foram ou não importantes na formação desse modelo e projetar o comportamento das exportações de soja em grãos no futuro.

O trabalho foi organizado conforme a estrutura descrita a seguir. Esta Introdução abordou o objeto da dissertação, bem como a justificativa, a hipótese, o objetivo e a estrutura da dissertação.

No Capítulo 2 foi feita uma revisão bibliográfica, em que se abordou: os aspectos conceituais básicos da economia da taxa de câmbio; e a evolução da política cambial brasileira e a relação dessa política com as exportações agrícolas.

No Capítulo 3 foi analisada a importância da soja em grãos no comércio externo brasileiro; o breve histórico da evolução e movimento da soja nas regiões brasileiras; a importância do comércio exterior para o complexo soja brasileiro; e a importância do complexo soja para as exportações brasileiras.

No Capítulo 4 foram explicados o período de estudo, a origem dos dados e informações, bem como o modelo analítico. Já no Capítulo 5 foram analisados os resultados obtidos e elaboradas, a partir do modelo proposto, várias simulações das exportações de soja em grão em diferentes cenários.

No Capítulo 6 foram apresentados os principais resultados e conclusões da análise realizada, bem como foram elaboradas sugestões adicionais, a fim de se aprofundar alguns tópicos específicos.

2. CÂMBIO, POLÍTICA CAMBIAL E AS EXPORTAÇÕES AGRÍCOLAS

2.1 Aspectos conceituais básicos: economia da taxa de câmbio

2.1.1 A importância econômica da taxa de câmbio

Ellsworth (1972) explicou que a taxa de câmbio é o preço de uma moeda estrangeira em relação à moeda nacional, que fornece uma ligação direta entre os preços domésticos das mercadorias, os fatores produtivos e os preços destes no resto do mundo. Logo, de acordo com Ellsworth (1972) as taxas de câmbio desempenham um papel de importância crucial no Comércio Internacional¹, uma vez que suas variações alteram a escala de preços entre os países.

Krugman e Obstfeld (1999) concluíram que os preços relativos dos países influenciam as demandas de exportações e importações de bens e serviços, ou seja, tudo o mais igual, uma depreciação da moeda corrente de um país diminui o preço relativo das exportações de um país e eleva o preço relativo de suas importações, e

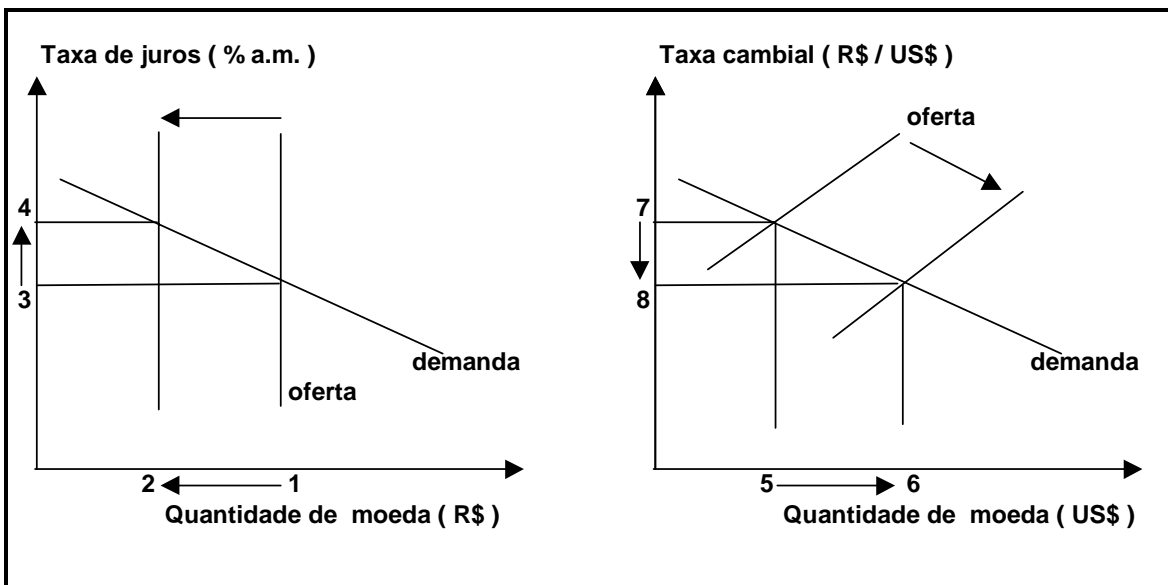
¹ O comércio internacional diz respeito às relações comerciais de mercadorias e serviços feitas entre todos os países do mundo.

vice-versa. Além disto, os movimentos das taxas de câmbio no longo prazo são influenciados pela Política Monetária, inflação e taxa de juros.

2.1.2 Taxa de câmbio e taxa de juros

Conforme Krugman e Obstfeld (1999), para entender os efeitos da Política Monetária na taxa de câmbio, deve-se analisar a oferta e a demanda de moedas do País. Conforme esses autores, a oferta da moeda é controlada pelo Banco Central, enquanto que a demanda agregada de moeda real é uma demanda por uma certa quantidade de poder de compra. Além disto, eles informam que o mercado monetário estará em equilíbrio quando a oferta da moeda real for igual à demanda agregada de moeda real. Entretanto, um aumento na oferta de moeda e/ou uma diminuição da sua demanda acarretará uma diminuição da taxa de juros e vice-versa, dado o nível de preço e produção. Ao reduzir a taxa de juros interna e ao aumentar a oferta de moeda, haverá depreciação da moeda doméstica no mercado de câmbio e vice-versa (KRUGMAN e OBSTFELD, 1999).

Na Figura 2.1, nota-se essa correlação entre a taxa de juros e a taxa cambial (R\$/US\$). Assim, no primeiro gráfico dessa figura percebe-se que a redução da oferta de moeda nacional (R\$) de (1) para (2) aumentará a taxa de juros de (3) para (4). Conseqüentemente haverá entrada de Investimentos Estrangeiros Diretos, aumentando a oferta de moeda estrangeira (US\$) de (5) para (6), o que reduzirá a taxa cambial de (7) para (8), conforme mostra o segundo gráfico da Figura 2.1. Portanto, ao aumentar a taxa de juros ocorrerá a redução da taxa cambial, e vice-versa. Essa correlação entre a taxa de juros e a taxa cambial (R\$/US\$) foi percebida durante a crise cambial brasileira de 1999 por Júnior e Silva (2001).



Fonte: Krugman e Obstfeld (1999)

Figura 2.1 - Correlação entre a taxa de juros e a taxa cambial

No caso da inflação, Krugman e Obstfeld (1999) explicaram que a paridade do poder de compra relativa (PPC) ocorreria quando as variações percentuais das taxas de câmbio fossem iguais às diferenças das taxas de inflação nacionais. Ou seja, um aumento do nível dos preços internos está associado a uma depreciação proporcional da moeda no mercado de câmbio. Assim conforme esses autores, essa abordagem monetária da taxa de câmbio serve de base para se desenvolver a teoria de longo prazo das taxas de câmbio, as quais são determinadas pelas ofertas relativas e demandas reais relativas das moedas. Logo, a teoria da taxa real de longo prazo junto com a teoria de como os fatores monetários domésticos determinam os níveis de preço de longo prazo e servem para determinar no longo prazo as taxas de câmbio nominais (KRUGMAN e OBSTFELD, 1999).

Desse modo, um aumento muito grande no estoque de moeda de um país leva a um aumento proporcional em seu nível de preços e uma queda proporcional no valor externo de sua moeda (KRUGMAN e OBSTFELD, 1999). Krugman e Obstfeld (1999) ainda verificaram que nessa abordagem monetária da taxa de

câmbio havia o “Efeito Fischer”, que relacionava no longo prazo a inflação e a taxa de juros, ou seja, tudo o mais igual, um aumento na taxa de inflação esperada de um país causaria uma elevação igual na taxa de juros que os depósitos de sua moeda ofereciam e vice-versa. Desta forma, as exportações e as importações se ajustam gradualmente às variações da taxa de câmbio real (KRUGMAN e OBSTFELD, 1999).

Além da Política Monetária outras variáveis, também, podem influenciar a formação da taxa de câmbio, tais como a renda *per capita* do país importador e a relação entre os preços internos e internacionais das mercadorias. Segundo Maia (1998) a taxa cambial é formada pela interação no mercado cambial de forças em sentido contrário, denominadas oferta e demanda de divisas, sendo que essa demanda depende, dentre outros fatores, da renda *per capita* do país importador. Conforme Ellsworth (1972) a taxa cambial pode ser influenciada pela relação entre os preços internos e internacionais das mercadorias.

2.1.3 Câmbio, preços internos e preços internacionais

A análise do comportamento das séries históricas de preços apresenta papel fundamental dentro da economia, visto que praticamente todas as fases das relações econômicas estão diretamente relacionadas com os preços. Assim na análise dos preços internos da soja, Rosado *et alii* (2006) utilizaram o modelo clássico de séries temporais combinados com testes de raízes unitárias sazonais. Pelos resultados obtidos, esses autores concluíram que os componentes estruturais de tendência e sazonalidade das séries temporais da soja apresentaram

comportamentos instáveis. Isso se reflete, para os produtores e demais agentes envolvidos com esses mercados, na forma de elevado grau de risco de preços.

Em termos de consumo, o grande demandante da soja brasileira é o mercado internacional, é este quem dita os preços (SCHMITZ e KAMMER, 2006). Dessa forma, o produtor brasileiro fica na dependência da produção mundial de soja, para saber qual será o preço do produto. O mercado da soja é um mercado onde um produtor por maior que seja, como no caso do Brasil, não consegue afetar individualmente o preço do produto. A venda ocorre em um mercado oligopolizado que tem a capacidade de influenciar o preço (SCHMITZ e KAMMER, 2006). No caso da soja produzida em Mato Grosso, Tavares (2005) apresentou a composição total de preço de custos da soja, com destino à Europa, de US\$ 299,54 / T, que é formada pelo custo de produção (US\$ 173,01 / T), pelo frete até o porto de Paranaguá – PR (US\$ 62,00 / T), pelas despesas portuárias (US\$ 6,00 / T), pelo transporte marítimo (US\$ 42,00 / T) e pelo prêmio de exportação do produto (US\$ 16,53 / T).

Já no mercado internacional, o preço da soja em grãos se forma pela interação, no mercado, de forças em sentido contrário, denominadas oferta e demanda da soja (SUGAI *et alli*, 1998). No caso da oferta da soja, vários fatores podem influenciar a produção agrícola (oferta), tais como: o clima, as doenças, as pragas e as políticas governamentais (COELHO, 1993). A demanda da soja é influenciada pelo crescimento populacional, a urbanização, o aumento da renda e a mudança dos hábitos alimentares da população (WARNKEN, 2000).

Neste contexto do comércio internacional, segundo Krugman e Obstfeld (1999) as taxas de câmbio têm uma função importante que é permitir comparar os preços dos bens e serviços produzidos em diferentes países. As taxas do câmbio

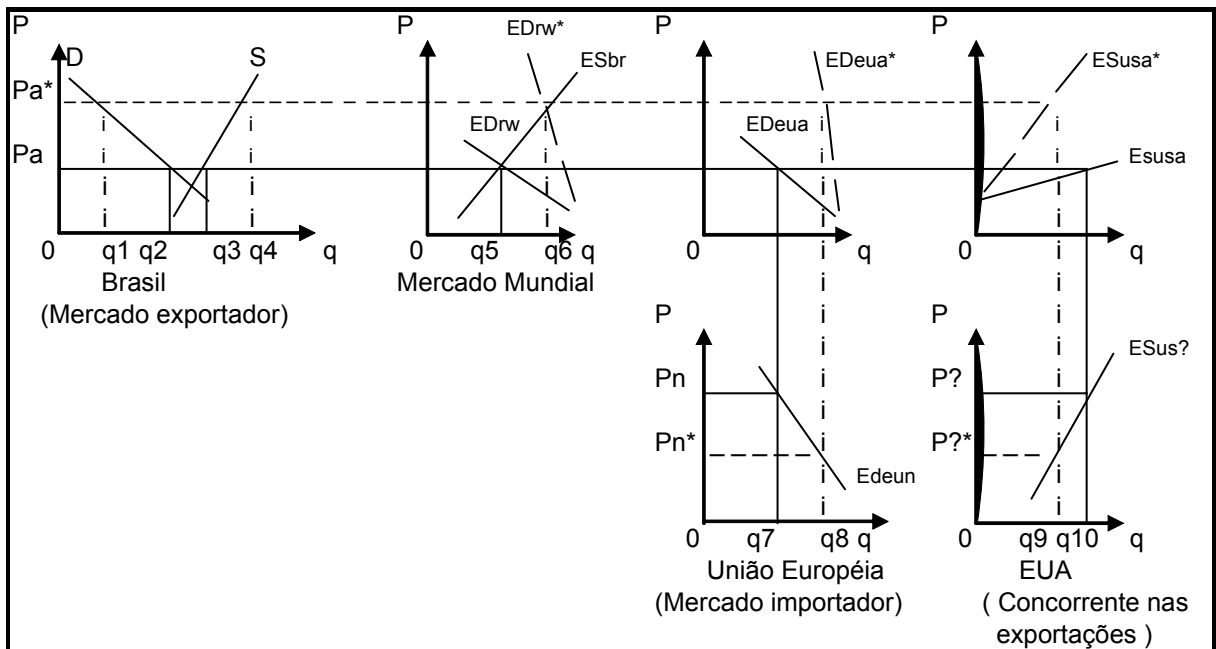
podem sofrer mudanças que são as depreciações e as apreciações, as quais tornam os bens mais baratos ou mais caros para os estrangeiros, respectivamente, caso tudo o mais esteja igual. Desta forma, os preços relativos dos países influenciam as demandas de exportações e importações de bens e serviços, ou seja, tudo o mais igual, uma depreciação da moeda corrente de um país diminui o preço relativo das exportações de um país e eleva o preço relativo de suas importações, e vice-versa (KRUGMAN e OBSTFELD, 1999). No caso das exportações da soja em grãos, elas podem ser influenciadas pela variação no preço internacional desta *commodity*² (CARVALHO, *et alii*, 2005).

Em outro estudo, Costa (2001) explicou essa relação entre câmbio preços, internos e internacionais da soja em grãos. Ele descreveu os efeitos da desvalorização cambial do Real nos preços dos mercados da soja no Brasil e no resto do mundo (rw). A Figura 2.2 mostra esses efeitos, em que a moeda corrente de um grande país exportador de soja (Brasil) é representada por “a”; a moeda corrente da União Européia - o principal importador de soja do Brasil - é representada por “n”; e a moeda corrente dos EUA, o principal concorrente das exportações do Brasil no mercado de soja do mundo, é representado por “?”. Os preços e as quantidades são representados por “P” e “q”, respectivamente. Os preços e as quantidades iniciais são representados por linhas contínuas e sem nenhuns asteriscos. Após a desvalorização do Real, a qual é indicada pelo deslocamento da reta EDrw no segundo gráfico da Figura 2.2, surgirão novos pontos que são representados por asteriscos “ * “ e por linhas tracejadas.

Na Figura 2.2, o primeiro gráfico à esquerda representa o mercado doméstico do Brasil, onde a oferta de soja (S) é representado pela reta ascendente e a

² *Commodity* é a mercadoria em estado bruto ou produtos primários e industriais de importância

demanda pela soja (D) tem uma inclinação descendente. O segundo gráfico representa o mercado de mundo, onde Brasil é considerado um grande exportador de soja e a sua oferta (ESbr) é representada por uma reta com inclinação ascendente e o resto do mundo representa os consumidores de soja (EDrw).



Fonte: Costa (2001)

Figura 2.2 - Efeitos da desvalorização cambial do Real nos mercados da soja no Brasil e nos outros países do mundo (rw).

O terceiro gráfico representa a demanda adicional da União Européia – o principal mercado importador - pela soja brasileira, em termos da moeda corrente de Brasil (EDeu^a). Abaixo desse gráfico, há outro gráfico que representa a demanda adicional da União Européia, em termos da sua própria moeda corrente (Edeuⁿ). O quarto gráfico, no canto direito da figura, mostra a oferta adicional dos EUA – o principal concorrente do Brasil - em termos da moeda corrente de Brasil (ESus^a). Finalmente, o último gráfico abaixo desse último, representa a oferta adicional do concorrente das exportações brasileiras (EUA), em termos de sua própria moeda corrente (ESus[?]).

No Brasil a taxa de câmbio é flutuante, então quando o Real se desvaloriza a curva da demanda adicional da soja no resto do mundo se desloca para cima, aumentando assim a quantidade demandada do Brasil de q_5 para q_6 , desse modo desloca-se o preço de P_a para P_a^* . Logo, Costa (2001) concluiu que ocorreria os seguintes efeitos: (1) a produção de soja no Brasil aumentaria de q_3 para q_4 ; (2) a demanda de soja no Brasil diminuiria de q_2 para q_1 ; (3) a demanda de soja no mercado mundial e na União Européia aumentaria de q_7 para q_8 . Esse é o caso da União Européia, em que a soja importada do Brasil custaria menos na moeda corrente do país importador, pois os preços declinariam de P_n para P_n^* ; e (4) a quantidade exportada pelo principal país concorrente do Brasil (EUA) diminuiria de q_{10} para q_9 , ocasionando redução nos preços domésticos dos EUA de $P_?$ para $P_?^*$. Desse modo os EUA perderiam parte do mercado mundial da soja para o Brasil, o qual apresentaria menores custos de exportação.

Assim, a Política Cambial adotada pelo Brasil assume importância ao se analisar as exportações agrícolas brasileiras.

2.2 A evolução da política cambial brasileira

O conceito de Política Cambial se refere ao conjunto de ações do Governo que influenciam o comportamento do mercado de câmbio e da taxa de câmbio (MUNIZ, 2005). Muniz (2005) ainda informou que é o Banco Central do Brasil quem executa a Política Cambial, definida pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). O Banco Central atua diretamente no mercado cambial comprando e vendendo moeda estrangeira de forma ocasional e limitada, a fim de conter algum movimento desordenado da taxa cambial.

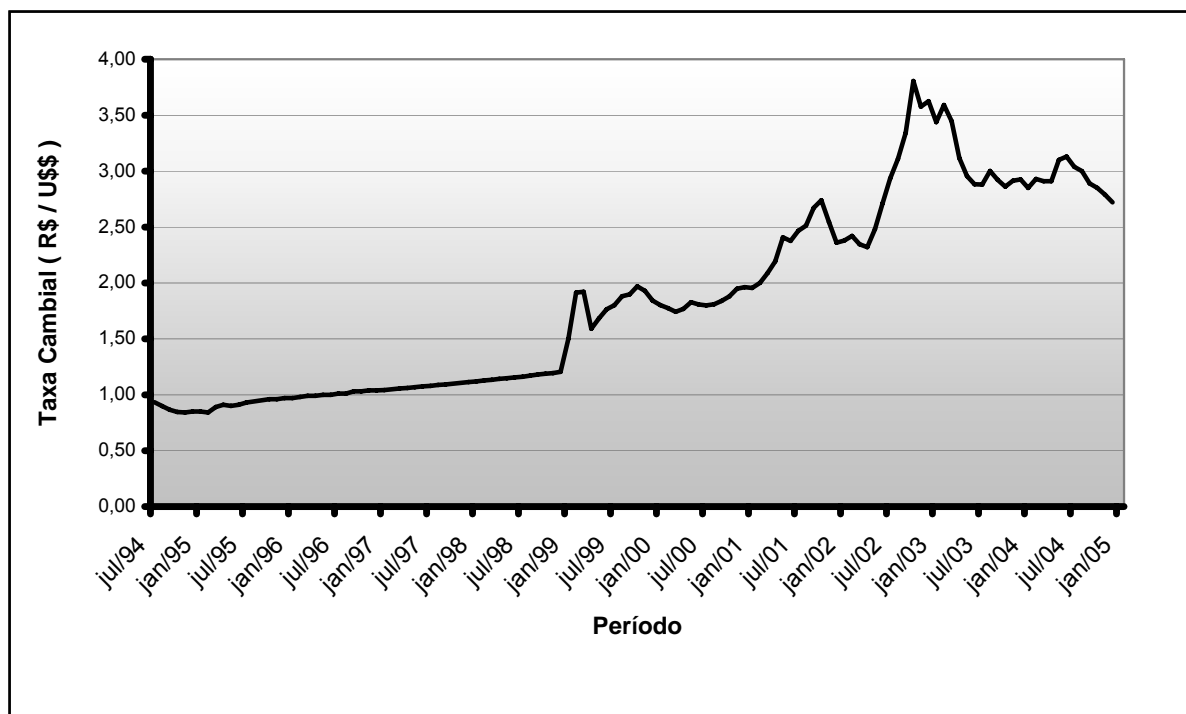
De acordo com Abreu (1991), na história financeira-cambial brasileira há uma longa tradição de restrições cambiais. Ademais, de 1910 até praticamente meados da década de cinquenta, as oscilações no mercado de moedas estrangeiras estiveram vinculadas ao principal produto de exportação, o café. Depois, o regime cambial ficou fortemente centralizado no Banco Central, o que causou muitos desvios de comportamentos nos agentes financeiros (ABREU, 1991). Além disto, Muniz (2005) afirmou que até o final de 1988, a moeda estrangeira era negociada em dois mercados de câmbio: o de taxas administradas e o paralelo. Entretanto, no final de 1988 foi criado o mercado de taxas flutuantes, que representou um grande passo rumo à maior liberdade cambial.

Conforme Muniz (2005), em março de 1990 foi criado o mercado de câmbio de taxas livres, que veio substituir o então existente mercado de câmbio de taxas administradas. Amaral e Lima (2001) explicam que a partir de meados de 1994, a âncora cambial instituída pelo Plano Real passou a cumprir papel importante na política de combate à inflação, pressionando para baixo os preços internos dos bens comercializáveis.

A partir da introdução do Real, em julho de 1994, a Política Cambial foi modificada, de forma que o próprio mercado definisse o nível de estabilidade da taxa real do câmbio. Como consequência ocorreu uma grande valorização cambial, em termos reais, no início da operação da âncora cambial, conforme mostra o Gráfico 2.1 (AMARAL e LIMA, 2001). De acordo com Basso (1995), essa âncora cambial - devido à valorização do Real em relação ao dólar - ocasionou problemas para a Balança Comercial³, pois houve aumento nas importações brasileiras a partir de

³ A Balança Comercial resulta da subtração da conta exportações da conta importações. Quando se exporta mais do que importa, ocorrerá um superávit na Balança Comercial, entretanto, se as importações forem maiores que as exportações, então ocorrerá um déficit.

1995. Durante o Plano Real, de 1994 a 1998, o Brasil teve déficits significativos na sua Balança Comercial.



Fonte: Banco Central do Brasil (2005)

Gráfico 2.1 - Evolução da taxa cambial do Brasil de julho de 1994 até dezembro de 2004

De acordo com Amaral e Lima (2001), a Política Cambial, a partir de 1995, adotou o câmbio fixo, que podia ser modificado levando-se em conta a taxa de inflação e o nível de atividades, não se considerando as contas externas. Esses autores ainda informaram que em Março de 1995, o governo adotou o sistema de bandas cambiais, no qual o Real flutuaria, em relação ao dólar, no intervalo de R\$ 0,86 a R\$ 0,90. Amaral e Lima (2001) informaram que esse regime cambial havia sido parcialmente flexibilizado com a introdução de bandas cambiais e com o prévio anúncio de gradual desvalorização cambial (de 5% a 7% ao ano). Nesse ano, as exportações dos produtos primários perderam espaço para os produtos industrializados (AMARAL e LIMA, 2001).

Amaral e Lima (2001) ainda explicaram que em 1996 as oscilações indesejáveis na taxa cambial foram evitadas, através da combinação do sistema de

bandas cambiais com o mecanismo de intrabandas. O ano de 1998 se caracterizou pela intervenção da autoridade monetária no mercado por meio dos leilões e da utilização do mecanismo de regulação (AMARAL e LIMA, 2001). Ferreira *et alii* (2006) concluíram que essa política de bandas cambiais, no primeiro quinquênio do Plano Real, exerceu influência negativa nas exportações e favoreceu as importações.

De acordo com Muniz (2005) em 15 de Janeiro de 1999, houve o abandono do regime de banda cambial e o Brasil adotou o regime de flutuação da taxa cambial, com a taxa cambial fixado pelo mercado interbancário. Roessing *et alii* (2002) explicaram que a consequência disto foi uma “maxi-desvalorização” em janeiro de 1999, conforme mostrou o Gráfico 2.1, que gerou um ganho de renda para o agricultor de praticamente 160%. A partir de 2001 esse ganho superou 200%. Eles ainda informaram que esse diferencial ocorreu apesar de nos anos de 1999, 2000 e 2001, os preços de soja terem atingido os menores valores dos últimos 20 anos.

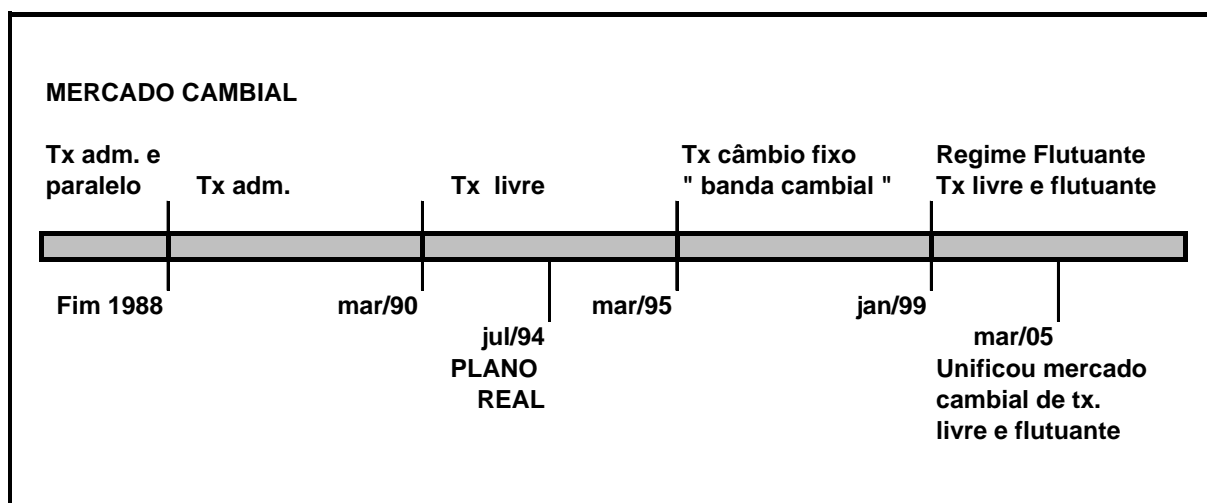
Em outro estudo, Ferreira *et alii* (2006) avaliaram o impacto dessa mudança do regime cambial de janeiro de 1999 e as transformações decorrentes experimentadas pelo setor agrícola brasileiro. Eles concluíram que o saldo da balança comercial brasileira, de 1980 a 2005, sofreu influência positiva em relação ao produto interno bruto agropecuário, à renda mundial e à taxa de câmbio real.

Além disso, no relatório “*World Economic Outlook 2004 II*”, de setembro/2004, o Fundo Monetário Internacional (FMI) afirmou que os efeitos negativos da liberalização cambial ocorrida no Brasil, em janeiro de 1999, foram controlados pela rápida adoção de um regime de metas inflacionárias e pela proteção oferecida aos

que detinham passivos em moeda estrangeira proporcionada por instrumentos como derivativos e títulos da dívida pública indexados à variação cambial.

Segundo Muniz (2005), ainda em janeiro de 1999 foram unificados os segmentos de câmbio livre e flutuante, os quais passaram a ser considerados conjuntamente para fins de contabilização da posição cambial, e, portanto de limites operacionais. Assim de acordo com Amaral e Lima (2001), a taxa cambial seria definida pelo mercado, nos segmentos livres e flutuantes, podendo o governo intervir de forma ocasional.

Muniz (2005) informou que o regime cambial brasileiro atual obedece às regras editadas a partir de março de 2005, em que o Conselho Monetário Nacional (CMN) simplificou as normas cambiais, visando reduzir os custos das operações de câmbio e facilitar as vendas de produtos brasileiros ao exterior. O autor explicou que a principal medida adotada foi a unificação formal dos mercados de câmbio livre e flutuante, os quais deixaram de ter diferenças normativas entre esses dois segmentos, passando a existir um só mercado sujeito a um mesmo conjunto de regras. Na Figura 2.3, nota-se a evolução da política cambial brasileira de 1988 a 2005.



Fonte: Amaral e Lima (2001) e Muniz (2005)

Figura 2.3 - Evolução da Política Cambial brasileira de 1988 a 2005

2.3 Política Cambial e as exportações agrícolas

A agricultura sempre dependeu das exportações para a formação da sua renda e do seu crescimento (ABREU, 1991). Desta forma, diversos estudos têm dedicado atenção à relação entre o desempenho das exportações agrícolas e o comportamento da taxa de câmbio. Entretanto, há divergência nos resultados obtidos. Alguns autores afirmam que não existe correlação entre a taxa de câmbio e o desempenho das exportações agrícolas. Há outros, no entanto, que confirmam essa correlação. A controvérsia está longe de ser encerrada.

Dentre os estudos que afirmam não existir correlação positiva entre taxa de câmbio e exportações agrícolas, há a pesquisa do Carvalho (1991). Ele analisou os efeitos da política de minidesvalorizações cambiais sobre as exportações de açúcar, cacau, castanha de caju e sisal do Nordeste, no período de 1969/1988. Ele mensurou o impacto da Política Cambial por intermédio da análise de regressão, e concluiu que essas exportações agrícolas progrediram de forma satisfatória, independentemente das variações de pré-defasagem acumulada da taxa cambial em relação à inflação ocorrida nesse período. Assim, a sobrevalorização da moeda nacional em relação ao dólar não chegou a impactar de forma substancialmente negativa as exportações desses produtos do Nordeste.

Esse impacto não interferiu no superávit da balança comercial agrícola, pois as decisões de plantio são de longo prazo. Assim, os agricultores tomam suas decisões de plantio em prazos semestrais ou mesmo anuais. Eles estimam os preços futuros, paridade do dólar e os custos, e decidem seus investimentos e expansão da área. Desta forma, uma vez tomada a decisão, ela fica constante por seis meses a um ano, e mesmo que o câmbio suba depois, ele já tomou a decisão

que só vai mudar um ano depois. Isso se verificou, também, em outra pesquisa feita por Almeida (1997), que estudou empiricamente a credibilidade do sistema brasileiro de bandas cambiais e o desempenho de cinco produtos principais do setor exportador agro-industrial brasileiro (café, suco de laranja, soja, carne de frango e bovina). Ela concluiu que não houve evidência de correlação negativa ou positiva entre taxa de câmbio e diferencial da taxa nominal de juros. Por fim, ela não pode inferir que o desempenho dos produtos de exportação agro-industriais estivesse associado à desvalorização ocorrida a partir da introdução da política de bandas de câmbio, visto que produtos - como carne de frango - apresentaram desempenho positivo, o que indicou ausência de influência negativa da taxa cambial.

Além disto, as falhas na cadeia de exportação podem causar mais efeitos negativos do que o câmbio. Ademais, a valorização do Real não reduz tanto a exportação, pois a empresa que abre canal de vendas não vai deixar de atender o mercado internacional. Entretanto, um fator positivo para os exportadores com o Real valorizado é a redução de custos. No caso dos agricultores, por exemplo, os gastos com fertilizantes e com defensivos agrícolas importados sofrem forte redução nos períodos em que o Real está valorizado. Isso se confirmou no estudo de Carvalho *et alii* (2005), em que a valorização do Real, no período de 1995 até início de 1999, tornou os insumos importados mais baratos.

Neste contexto, Ferreira (1998) analisou a competitividade das exportações brasileiras dos seguintes produtos: pasta química de madeira, suco de laranja, farelo de soja, cacau cru, algodão bruto e açúcar bruto. Ele concluiu que os custos de produção, e não a taxa cambial, foram os responsáveis pela redução da competitividade desses produtos. Ele concluiu, também, que as taxações às

exportações e a deficiente infra-estrutura regional foram os maiores obstáculos ao aumento das exportações desses produtos.

Além disto, no caso dos produtores de soja outro obstáculo é o fato que eles não têm facilidade em mudar de produto em caso de lucros pouco atrativos nos mercados interno ou externo. Isso ocorre, pois eles investiram em colheitadeiras especiais para a soja, o que representa um custo fixo muito elevado. Aconteça o que acontecer com o câmbio e com os preços no exterior, eles têm que continuar plantando soja para não perder o dinheiro investido nas máquinas e manter o foco no mercado internacional.

Deste modo, a redução da competitividade das exportações agrícolas pode ser explicada por outros fatores, que não o Real valorizado. Então, a fim de analisar esse fenômeno, Rosário (2001) estudou a competitividade das exportações dos produtos do complexo soja do Brasil para determinar os principais fatores que levaram à alteração na participação desses produtos na pauta de exportações brasileiras. Os resultados mostraram que o Brasil vem perdendo competitividade no mercado internacional de derivados de soja (farelo e óleo) e aumentando a vantagem relativa na exportação do produto "in natura" (soja em grão).

Outro estudo que comprovou essa fraca correlação entre a taxa de câmbio e as exportações agrícolas foi desenvolvido por Carvalho e Negri (2000), que estimaram as equações trimestrais para os produtos agropecuários exportados pelo Brasil, no período de 1977 a 1998. Eles concluíram que as exportações brasileiras desses produtos foram muito influenciadas pelo nível de atividade mundial e pouco afetadas pela taxa de câmbio real. No longo prazo, a desvalorização cambial de 1% ocasionaria alavancagem das exportações do setor em apenas 0,12%, enquanto o

aumento no produto mundial em 1% influenciaria positivamente as exportações setoriais em 0,65%.

A grande questão é por que as exportações agrícolas brasileiras continuam crescendo mesmo com o Real valorizado? De um modo geral, os preços médios das exportações agrícolas brasileiras são formados pelas variações dos preços médios internacionais das *commodities*. Como o valor em dólares das exportações é o produto do “quantum” pelos preços médios, a elevação destes expande aquele valor em dólares, quer porque eleva diretamente os preços, quer porque eleva o “quantum” exportado. Assim, com o choque positivo do crescimento internacional, provocando o aumento do “quantum” das exportações e a elevação dos preços médios, mais do que compensam a valorização do Real. Deste modo, o Real somente pode valorizar-se porque os preços internacionais das *commodities* e o crescimento das exportações mundiais produziram estímulo suficientemente grande para as exportações manterem positivos os saldos comerciais.

Neste contexto, Júnior (2002) analisou a relação entre medidas alternativas de taxa de câmbio real e a evolução do “quantum” exportado para 13 setores exportadores do Brasil, no período de 1985 a 1998. Ele concluiu que não existia uma relação de longo prazo estável entre a evolução do nível da taxa de câmbio real e o “quantum” exportado para a maioria dos setores analisados. Entretanto, essa ausência de relação de longo prazo entre essas variáveis não deve ser interpretada como um contra-senso na teoria econômica convencional, mas sim como fruto da dominância de outros fatores institucionais e/ou estruturais na determinação da evolução do “quantum” exportado.

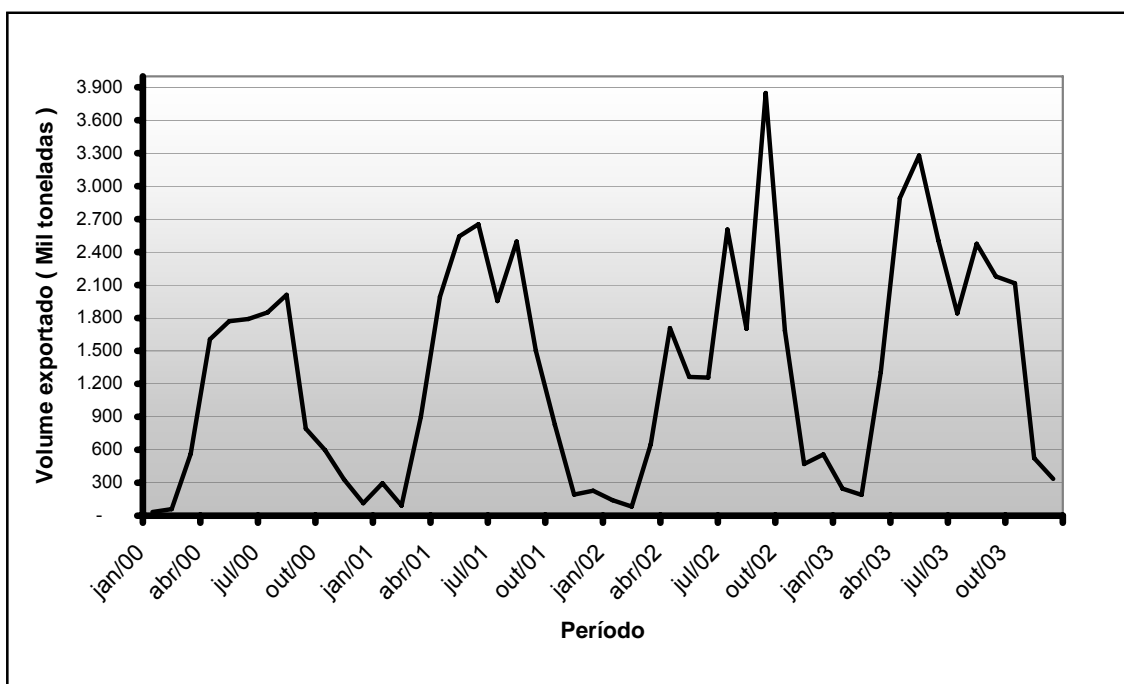
Há outros estudos que, no entanto, confirmam a correlação entre a Política Cambial e as exportações agrícolas, tal como a pesquisa de Costa (1990). Ele

elaborou um modelo para o mercado do complexo soja, a fim de prever o impacto de choques externos e internos por meio de simulação. Ele concluiu que a implementação de políticas adequadas de câmbio e de garantia de preço interno poderiam aumentar a produção e a exportação da soja em grãos.

A taxa de câmbio depreciada somente eleva o montante de exportações brasileiras porque há alteração dos preços relativos entre os bens internacionais e domésticos, elevando a produção doméstica e cortando a demanda doméstica. Assim, qualquer elevação dos preços dos bens internacionais relativamente aos domésticos promove as exportações, quer ela seja provocada pela depreciação do câmbio real, quer pela elevação dos preços em dólares dos bens exportados. No caso das exportações mensais da soja em grãos do Brasil, de 2000 a 2003, elas cresceram ao mesmo tempo em que houve uma desvalorização do Real em relação dólar, conforme mostram os Gráficos 2.2 e 2.3 .

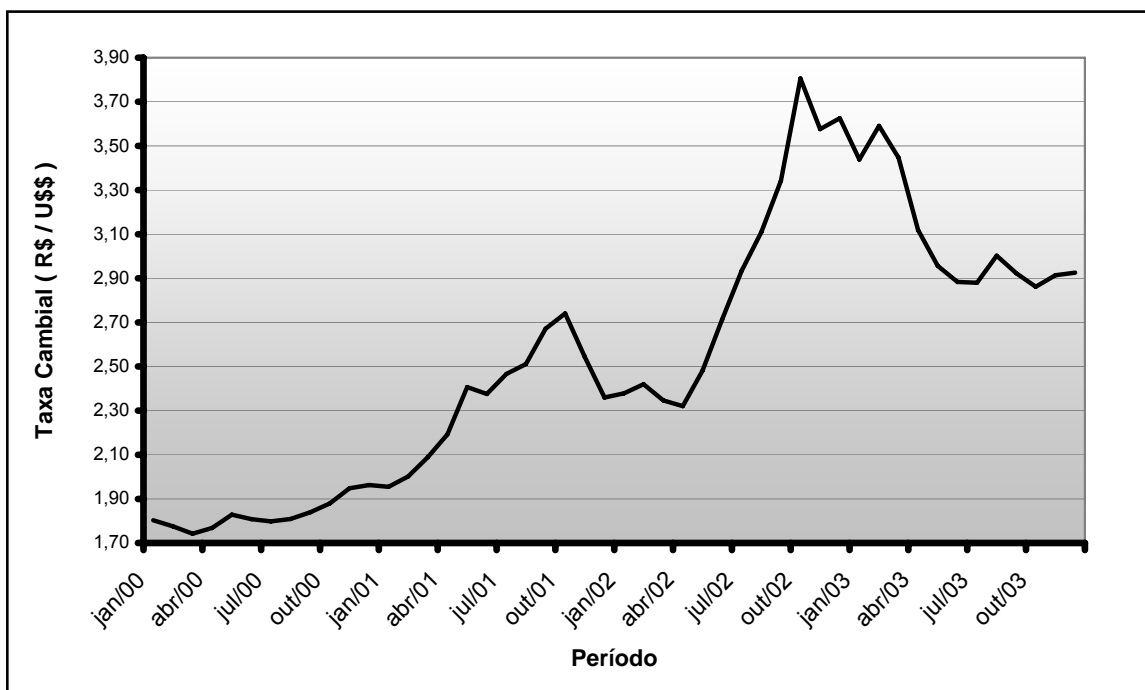
Isso se confirmou em outro estudo realizado por Netto (1995) para o período de janeiro de 1990 a fevereiro de 1995. Ele analisou os impactos do Mercosul na produção e comercialização da soja da região Centro-Oeste, que se consolidou como importante produtora de grãos. Ele concluiu que a separação geográfica dos mercados aliada a uma política cambial – que encarece as exportações e barateia as importações – e a uma elevada carga tributária incidente sobre os produtos agrícolas constituíram-se em constantes ameaças à competitividade da soja produzida nessa região.

A taxa de juros do Brasil pode, também, influenciar a taxa de câmbio e as exportações agrícolas. Este fenômeno foi estudado por Maia (2000), que analisou os efeitos da taxa de câmbio e taxa de juros sobre as exportações agrícolas de 1980 a 1996. Maia (2000) concluiu que com a elevação da taxa de juros doméstica, os



Fonte: MDIC / SECEX (2005)

Gráfico 2.2 - Volume exportado de soja em grãos pelo Brasil de 2000 a 2003 (Mil toneladas)



Fonte: Banco Central do Brasil (2005)

Gráfico 2.3 - Evolução da taxa de câmbio mensal do Brasil de 2000 a 2003 (R\$ / US\$ a.m.)

investidores internacionais começam a investir no mercado interno aumentando assim a entrada de capital no Brasil. Logo, esse aumento do fluxo de capitais no

Brasil aumenta a oferta de dólares, a qual cria uma pressão sobre a taxa de câmbio que irá valorizar o Real em relação ao dólar. Deste modo, há uma perturbação no nível das exportações agrícolas, reduzindo-as. Assim, a política de taxa de juros elevada dá ao governo a sensação de efeitos colaterais positivos no controle da inflação e na atração de capitais externos. Por outro lado, ao influenciar a valorização da taxa de câmbio, cria também efeitos colaterais negativos, na medida em que diminui as exportações e aumenta as importações.

Em outro estudo desenvolvido por Siqueira e Moreira (2005), também se confirmou essa correlação entre a taxa de câmbio e as exportações agrícolas. Eles estudaram o efeito da volatilidade da taxa de câmbio real sobre a banda de histerese associada às decisões de investir na ampliação da capacidade de exportação de cada um dos 36 setores produtores de bens da matriz insumo produto (MIP) da economia brasileira.

Eles admitiram que a taxa de câmbio de equilíbrio foi de R\$/US\$ 2.9 em janeiro de 2005 e que houve relações de longo prazo entre a taxa de câmbio real e os preços domésticos e de exportação. Então, eles concluíram que para um diferencial de preços de 0.8 em média, para taxas de câmbio 20% maiores do que a de equilíbrio (superiores a R\$/US\$ 3.5), os setores exerciam a opção de realizar gastos para aumentar as exportações, e, para taxas 20% menores (inferiores a R\$/US\$ 2.4), os setores optavam por abandonar os projetos de ampliação das exportações. Entretanto, esse efeito negativo da valorização cambial sobre as exportações agrícolas poderia ser compensado caso a conjuntura internacional fosse favorável ao Brasil. Isso ocorreria caso houvesse elevação dos preços das principais *commodities* exportadas pelo País, pois assim a rentabilidade das exportações neutralizaria o efeito câmbio.

Em outros países também há estudos que afirmam existir correlação entre a taxa de câmbio e o desempenho das exportações agrícolas. Foi o que pesquisou Campa (2004), que analisou os dados em uma amostra representativa de firmas espanholas, e concluiu que uma depreciação da moeda nacional em 10% aumentou em 1,4% o volume exportado. Entretanto, em outro estudo Halletta e Richter (2004) concluíram que os diferenciais do crescimento da produtividade entre os países poderiam agir como um substituto para a depreciação do dólar.

É importante lembrar que na segunda metade da década de 90, os Estados Unidos, mesmo com um déficit em conta corrente em ampliação, foram capazes de se beneficiar de uma forte revalorização de sua moeda. Assim, a economia cresceu a taxas elevadas e as expectativas otimistas impulsionaram os preços dos ativos. Depois, houve aumento da demanda por títulos do governo norte-americano, e assim aumentou o fluxo de capitais, os quais permitiram a manutenção das taxas de juros de longo prazo em níveis confortáveis.

Neste contexto, Lane e Ferreti (2002) estudaram a relação da balança comercial dos Estados Unidos com a taxa de câmbio real, e concluíram que havia uma relação negativa entre elas, ou seja, tudo o mais constante, uma balança comercial deficitária estava associada a uma taxa de câmbio real apreciada, e vice-versa. Em outro caso, Sercu e Uppall (2003) analisaram a relação entre a volatilidade da taxa cambial e o volume do comércio internacional, e concluíram que um aumento na volatilidade dessa taxa pode ser associado com um aumento ou uma diminuição no volume do comércio internacional, dependendo da fonte da mudança na volatilidade.

Logo, é possível ter uma relação negativa ou positiva entre o comércio e a volatilidade da taxa cambial, dependendo da fonte do aumento na volatilidade da

taxa de câmbio. Assim sendo, segundo Wong (2003), o *hedging* de moedas é uma opção dos exportadores para reduzir os riscos da exportação, a qual está exposta às incertezas da taxa cambial no mercado de câmbio estrangeiro.

Além disto, Gençay *et alii* (2002) ressaltam que o mercado cambial é o mercado financeiro com a maior amplitude, pois envolve atores em posições geográficas diferentes, em zonas de tempo, em horas de funcionamento, em horizontes do tempo, envolvendo diferentes moedas, dentre outros fatores. Nessa estrutura altamente complexa, os participantes do mercado usam estratégias diferentes a fim de alcançar seus objetivos financeiros, que diferem por causa de seus perfis heterogêneos do risco.

Assim, no mundo de hoje, em que predomina a globalização financeira, os preços das taxas de câmbio e de juros são formados, sobretudo, a partir das expectativas de valorização ou desvalorização dos ativos em moedas distintas. Logo, as antecipações quanto aos movimentos dos diferenciais de juros e seus efeitos sobre alterações nas taxas de câmbio podem provocar mudanças nos preços dos ativos, da mesma forma que as mudanças "autônomas" nos preços dos ativos podem afetar as taxas de câmbio e as relações entre taxas de juros nas diferentes moedas.

Desse modo, a taxa de câmbio pode afetar o desempenho das exportações agrícolas brasileiras, especialmente a soja em grãos que é um dos principais itens das exportações agrícolas do Brasil, com uma participação de 12,3%, em termos de valor, em 2005 (MDIC/SECEX, 2005).

3. A IMPORTÂNCIA DA SOJA EM GRÃOS NO COMÉRCIO EXTERNO BRASILEIRO

3.1 Breve histórico da evolução e movimento da soja nas regiões brasileiras

Impulsionada pela expansão da demanda, principalmente internacional, a lavoura da soja começou a se expandir mais vigorosamente no Brasil na segunda metade da década de 70 (SOUZA, 1997). Essa expansão atingiu principalmente os estados do sul do país, em regiões de ocupação agrícola antiga. A soja começou a ser cultivada no estado do Rio Grande do Sul, como uma opção de rotação com o trigo. Depois de assentada nesse estado, expandiu-se para o norte, atingindo os estados de Santa Catarina, do Paraná e de São Paulo (SOUZA, 1997). Nesses quatro estados a soja passou a ocupar áreas antes exploradas com outras lavouras ou áreas de pastagem.

Esses estados meridionais foram responsáveis por 85,3% da área total plantada com a leguminosa no país (8,8 milhões de hectares) e por 85,5% da produção total (cerca de 15,2 milhões de toneladas), em meados da década de 70

(SOUZA, 1997). Nessa época a soja já estava penetrando nos cerrados. Os cerca de 15% da área colhida com a soja fora dos quatro estados incluíam o sul de Mato Grosso do Sul e o de Goiás. Entretanto, parte expressiva das terras com a lavoura – ponta sul de Mato Grosso do Sul e sul de Goiás – não estavam em áreas típicas de cerrados (SOUZA, 1997). Estimulada por programa de desenvolvimento dos cerrados do governo do Estado de Minas Gerais, a soja já havia atingido os cerrados do Triângulo Mineiro e do oeste do estado. E a lavoura vinha alcançando zonas de cerrados do centro e norte de Mato Grosso do Sul e do sudeste de Mato Grosso.

Ao longo da década dos 80 a lavoura da soja continuou a predominar nos estados meridionais, mas teve ganhos muito expressivos nos cerrados. Os quatro estados pioneiros na produção de soja no Brasil, responderam por cerca de 58% da área total cultivada com a soja (11,6 milhões de ha), uma participação de 85,3%, registrados em 1980 (BARBOSA e ASSUNÇÃO, 2001). Em contrapartida, observou-se forte expansão da soja nos cerrados.

Em comparação com os dados de 1980, os da década de 90 revelam, considerável intensificação da produção nas zonas de cerrado. Assim é que, em 1990 Mato Grosso já era o terceiro produtor do país, com cerca de 1,6 milhões de ha plantados, a soja já era significativa em parcela importante do centro-leste e do centro oeste do estado, além de na região do estado que predominou em 1980, que continuou a se destacar (BARBOSA e ASSUNÇÃO, 2001)

Em 1990, Mato Grosso do Sul foi o quarto produtor de soja do País (com 1,3 milhões de ha plantados). Nesse ano, a lavoura já tinha expressão em quase todo o estado, à exceção da região do pantanal, na faixa oeste do estado (BARBOSA e ASSUNÇÃO, 2001). E no estado de Goiás, o quinto estado produtor (com cerca de um milhão de ha em 1990), a soja também ocupava áreas de cerrados,

especialmente no leste do estado. Além disso, observa-se a expansão e consolidação da lavoura da soja no Triângulo Mineiro e no oeste central de Minas Gerais. O mesmo acontece no oeste da Bahia, que em 1980 nem aparecia como região produtora (BARBOSA e ASSUNÇÃO, 2001). E essa expansão atingiu predominantemente zonas de cerrados desses estados.

Um exame mais detido de tal expansão revela que esta foi fortemente influenciada, além de pelas condições naturais dos cerrados e pelo desenvolvimento de tecnologias que viabilizaram o cultivo da lavoura em um agrossistema antes considerado inóspito, por investimentos na infra-estrutura de transporte (BARBOSA e ASSUNÇÃO, 2001). Estes influíram fortemente na delimitação do padrão espacial da expansão da soja na década seguinte.

Ao longo da década de 1990 continuou, com altos e baixos, a expansão da soja no Brasil. E em 2000 as zonas novas já predominavam. Os estados meridionais responderam por apenas 48,8% da área plantada com a leguminosa; os restantes 51,5% (num total de um pouco mais de 7 milhões de ha), se localizavam, quase todos, nos cerrados (BARBOSA e ASSUNÇÃO, 2001).

Até o início da década de 1990 a produção de soja era insignificante no Sul do Maranhão, entretanto, com a implantação do programa “Corredor de Exportação Norte”, que permitiu o escoamento da produção via porto de Itaqui, no norte do país, e com a parceria entre a Embrapa, a Companhia Vale do Rio Doce e outras instituições, a expansão da soja se acelerou, tornando-se a principal atividade econômica do sul do Maranhão (BARBOSA e ASSUNÇÃO, 2001). Então, ao longo das últimas décadas, também, cresceu a importância do comércio exterior para o complexo soja brasileiro.

3.2 A importância do comércio exterior para o complexo soja brasileiro

O Brasil possui entre 90 e 100 milhões de hectares de cerrado virgem, de acordo com Warnken (2000). Dispõe, assim, de potencial para aumentar 10 vezes a área e a produção de soja. Esse incremento na produção, aumentaria a participação do Brasil nas exportações agrícolas mundiais, conforme mostra a Tabela 3.1.

Percebe-se, então a importância do comércio exterior para o complexo soja brasileiro, que participou com US\$ 5,34 bilhões com a soja em grãos, US\$ 2,86 bilhões com o farelo de soja e US\$ 1,27 bilhões com o óleo de soja, correspondendo a 12,3%, 6,6% e 2,9% do valor das exportações agrícolas do Brasil, respectivamente, em 2005 (MDIC/SECEX, 2005)

Tabela 3.1 - Participação do Brasil nas exportações agrícolas mundiais (Bilhões de US\$)

Ano	Exportações agrícolas		
	Mundiais	Brasil	%
1996	604,23	21,14	3,50%
1997	596,22	23,40	3,92%
1998	568,58	21,58	3,80%
1999	547,80	20,51	3,74%
2000	552,19	20,61	3,73%
2001	552,90	23,86	4,32%
2002	586,25	24,84	4,24%
2003	682,14	30,64	4,49%
2004	783,10	39,02	4,98%

Fonte: OMC (2005)

Nesse contexto, e de acordo com a Tabela 3.2, a soja em grãos assume uma certa importância no cenário mundial, pois as importações da soja aumentam a cada ano. No caso do Brasil, as exportações da soja em grão também têm crescido, aumentando cerca de 67% da safra 1999/00 para a safra 2003/04, conforme a Tabela 3.3 .

Tabela 3.2 - Quadro de suprimento de soja em grãos do mundo (Milhões de toneladas)

Safra	Estoque Inicial	Produção	Importação	Exportação	Consumo	Estoque Final
1999/00	27,5	160,6	45,9	45,6	159,9	28,5
2000/01	28,6	176,0	53,2	53,9	172,0	31,9
2001/02	31,9	185,1	54,5	53,4	184,8	33,3
2002/03	33,3	197,0	62,9	61,2	191,5	40,5
2003/04	40,5	186,3	54,2	55,9	190,0	35,2

Fonte: USDA (2005)

Tabela 3.3 - Oferta e demanda de soja em grãos do Brasil (Mil toneladas)

Safra	Estoque inicial	Produção	Importação	Suprimento	Consumo	Exportação	Estoque final
1999/00	2.347,5	32.344,6	807,0	35.499,1	22.520,0	11.517,3	1.461,8
2000/01	1.461,8	38.431,8	849,6	40.743,2	24.380,0	15.675,0	688,2
2001/02	688,2	41.916,9	1.045,2	43.650,3	27.450,0	15.970,0	230,3
2002/03	230,3	52.017,5	1.189,2	53.437,0	30.150,0	19.890,5	3.396,5
2003/04	3.396,5	49.792,7	348,3	53.537,5	31.180,0	19.247,7	3.109,8

Fonte: CONAB (2005)

De acordo com Guimarães (1998), dentre os mercados de destino da soja exportado pelo Brasil a União Européia se destaca, pois ela tem um consumo de soja muito maior que a sua produção. De acordo com Espírito Santo (1997), o mercado Asiático também é importante, pois ele está aumentando o seu poder aquisitivo, o que acarretará um crescimento vigoroso na demanda por alimentos, como a soja.

Desse modo, o complexo agro-industrial da soja brasileira tem se destacado no mercado chinês, principalmente, com as exportações de soja em grãos. Nesse caso, houve um aumento das exportações do Brasil para a China de 203,13 %, de 1999 para 2000, representando, no ano de 2000, 31,09 % do total exportado para a China (SOUSA, 2002). Coelho (1997) explicou essa competitividade nas exportações agrícolas em função da Teoria da Vantagem Comparativa, a qual propõe que duas nações terão relações comerciais, quando elas tiverem custos de produção diferentes e a nação deverá exportar a mercadoria em que a desvantagem absoluta for menor, e deverá importá-la se a desvantagem for maior.

Porter (1990) explicou essa competitividade por meio da Teoria da Vantagem Competitiva. Essa Teoria mostra porque em determinados ramos ou sub-setores e não em outros, algumas nações, e não outras, conseguem sediar em sua economia a base mundial, ainda que não necessariamente todas as etapas, de uma ou várias cadeias produtivas de produtos ou serviços comercializados mundialmente. No caso do Agronegócio, a Teoria de Porter sugere que as vantagens competitivas podem ser criadas por meio, entre outras coisas, de pesquisas públicas e privadas na agropecuária e na agroindústria que gerem novas tecnologias e criem novas possibilidades e necessidades de consumo com um dinamismo maior do que a demanda tradicional de alimentos e matérias-primas, a partir da agricultura e dos recursos naturais de que dispõe o País (PORTER, 1990). Neste contexto, assume uma certa importância o complexo soja para as exportações brasileiras

3.3 A importância do complexo soja para as exportações brasileiras

O complexo soja (soja em grãos, farelo de soja e óleo de soja) é formado pelo conjunto de operações de produção, processamento, armazenamento, distribuição e comercialização de insumos e de produtos derivados da soja (CASTRO, 2000).

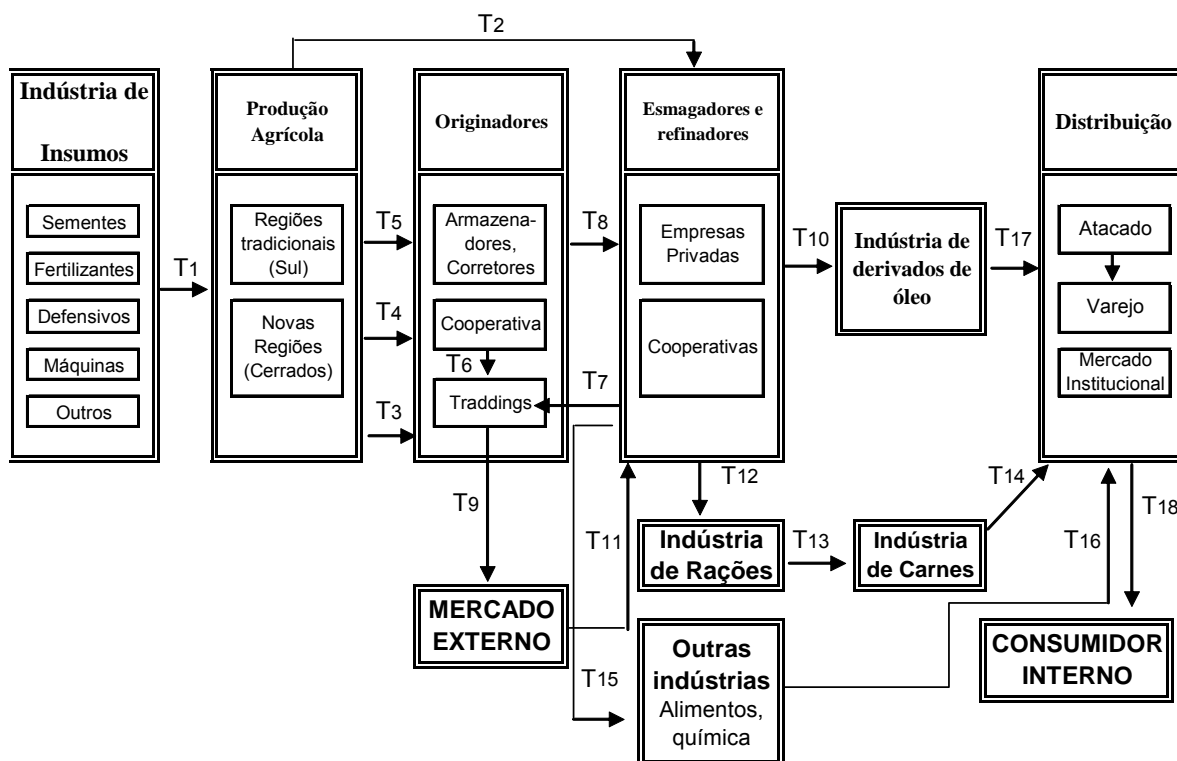
Assim seus componentes mais comuns são:

- o mercado consumidor, composto pelos indivíduos que consomem o produto final (e pagam por ele), a rede de atacadistas e varejistas, a indústria de processamento e/ou transformação do produto;

- as propriedades agrícolas, com seus diversos sistemas produtivos; e

- os fornecedores de insumos (adubos, defensivos, máquinas, implementos e outros serviços).

A Figura 3.1 mostra esses componentes, que estão relacionados a um ambiente institucional (leis, normas, instituições normativas) e a um ambiente organizacional (instituições de governo, de crédito, de pesquisa e assistência técnica etc.), que em conjunto exercem influência sobre os componentes do complexo soja (CASTRO, 2000).



Fonte: Lazzarini e Nunes (2000)

Figura 3.1 – Componentes da cadeia da soja no Brasil

Nesta Figura, distingue-se na cadeia da soja o segmento do consumidor final (T18), composto por consumidores de óleos e outros produtos derivados da soja; este consumidor também consome o produto transformado por outras cadeias produtivas integradas, como a de carnes (T14) e ovos de aves e a carne de suínos. O consumidor final pode ser segmentado em consumidores internos e consumidores externos, compondo os mercados interno e externo para os produtos, subprodutos e derivados da soja (LAZZARINI e NUNES, 2000).

Para a distribuição destes produtos, opera uma estrutura de comercialização atacadista e varejista, que se relaciona com os segmentos agroindustriais, para colocar o produto à disposição do consumidor final. No Brasil, o principal produto consumido é o óleo de soja e este é distribuído aos consumidores finais através de redes de supermercados, nos grandes centros urbanos, e de mercados e feiras livres, em comunidades de menor tamanho (LAZZARINI e NUNES, 2000).

Por outro lado, a soja é matéria prima para diferentes ramos industriais. A indústria de alimentos de produtos derivados da soja, como as margarinas e maioneses, é uma das componentes da cadeia (T15). A indústria de óleos é das mais importantes para a cadeia produtiva (T10). A indústria de rações (T12) é outra grande consumidora intermediária de soja. O farelo produzido ou é exportado pelas *tradings* para o mercado externo, ou é adquirido pela indústria de rações para aves, suínos e peixes, passando a ser incorporado em outras cadeias produtivas, produtoras de carnes e ovos. Um outro segmento industrial da cadeia produtiva é a indústria de sabões e cosméticos (T15), que utiliza além do óleo de soja, outros óleos vegetais e gorduras animais em suas formulações industriais. Este segmento tem menor densidade econômica relativa entre os segmentos da cadeia (LAZZARINI e NUNES, 2000).

Existe um segmento atacadista composto por armazenadores (T5), corretores (T4) e pelas *tradings* (T3) transacionando diretamente com os produtores de grãos (T1), com a agroindústria de esmagamento de soja e com o mercado externo. Este segmento compra, armazena e faz a movimentação da produção, ou para a indústria de esmagamento, ou para o mercado externo de grãos. No caso das exportações, a comercialização é feita principalmente pelas *tradings* (T9). Muitas cooperativas e empresas esmagadoras possuem seus departamentos de comercialização, porém

se articulam com as *tradings*, para facilitar suas exportações. Há grandes produtores que também atuam como compradores, intermediando a comercialização como formadores de lotes maiores de matéria prima (LAZZARINI e NUNES, 2000). Em geral, estes produtores possuem estruturas para armazenamento da soja.

Outro segmento agroindustrial da cadeia é a indústria de esmagamento da soja (T8). Este segmento extrai, refina e processa derivados do óleo. Seus principais produtos são o óleo bruto, o óleo refinado e o farelo de soja, embora muitos outros produtos estejam em produção ou sejam potencialmente passíveis de produção no futuro. Para o desempenho futuro da competitividade da cadeia produtiva, é neste segmento que repousa as maiores potencialidades, pelas possibilidades de diferenciação e da conseqüente agregação de valor (LAZZARINI e NUNES, 2000). Atualmente, a soja em grãos gera uma gama diversificada de produtos⁴.

Neste contexto, ressalta-se a importância do complexo soja (soja em grãos, farelo de soja e óleo de soja) para as exportações brasileiras, pois conforme dados do MDIC/SECEX (2005), a participação das exportações do complexo soja no valor das exportações agrícolas do Brasil foi de 21,7%, em 2005. Logo, a soja é um item importante na obtenção de divisas pelo Brasil. Do total das exportações agrícolas do Brasil, somente a soja em grãos foi responsável por 12,3% do total das receitas de exportações agrícolas brasileiras, gerando uma receita total de US\$ 5,3 bilhões, em 2005 (MDIC/SECEX, 2005).

Além disto, Marques e Nogueira (2000) mediram a taxa anual de crescimento exponencial no setor das oleaginosas entre 1961 e 1997. Essa taxa correspondia à

média anual de 12,65% de crescimento do valor real exportado e de 4,28% para o crescimento da quantidade exportada no mundo. Portanto, neste setor houve ganho de valor ao longo do tempo - pois a taxa de crescimento do valor real foi maior que a da quantidade - e aumento na competitividade da soja.

Conforme Marques (1994), esse ganho de competitividade da soja pode ser explicado pela eficiência do processo produtivo, da venda no mercado, das políticas fiscais, cambiais e tarifárias, além do preço final, da qualidade, e da apresentação nos mercados internacionais. No caso do preço final, Roessing *et alii* (2002) explicaram que, em meados de 1995, a competitividade da soja exportada pelo Brasil foi afetada pelo preço internacional da soja. O preço atingiu o valor mais baixo em 30 anos. Outro fator negativo foi a taxa de câmbio sobrevalorizada, de 1 US\$ - R\$ 0,91. Fica claro que a formulação de estratégias competitivas pode ser influenciada pelo ambiente institucional, ou seja, das políticas econômicas governamentais, tais como as políticas cambial e monetária (ZYLBERSZTAJN, 2000).

Carvalho *et alii* (2005) estudaram a competitividade da soja, e observaram que as exportações da soja evoluíram rapidamente da safra de 1990/91 até 2004/05. Desse modo aumentou o *market-share* do Brasil no mercado externo, em termos de valor, de 15,7% para 26,4%. Nesse mesmo período o indicador de vantagem relativa na exportação de soja em grãos indicou que o Brasil teve elevada competitividade. No caso da participação do saldo comercial da soja no PIB agrícola, ela indicou um ganho de competitividade para o setor da soja ao evidenciar um aumento de 7% para 16,6% nesse índice da década de 90 para 2003. Os autores concluíram que o fator responsável pelo ganho de competitividade da soja nesse período foi o avanço

⁴ Em períodos mais recentes outros sub-produtos têm sido identificados para a soja. Destacamos, em

tecnológico que aumentou a produtividade da soja em mais de 70%, por meio do uso de defensivos, fertilizantes e corretivos. Além disto, os autores, também, concluíram que de acordo com os indicadores utilizados, houve aumento da competitividade brasileira no comércio internacional da soja, apesar de que parcela expressiva das divisas obtidas na exportação terem sido utilizadas na importação dos insumos. Ademais, a competitividade internacional da soja brasileira não é sustentável, pois é influenciada pela queda no preço internacional da *commodity*.

Em outro estudo, Sereia *et alii* (2002) analisaram o comportamento das exportações paranaenses e a competitividade do complexo agro-industrial de 1989 a 1999. Eles utilizaram o modelo *Constant Market Share* (CMS) e o indicador de Vantagens Comparativas Reveladas (VCR). Esses autores concluíram que os produtos que tiveram o maior índice VCR foram o farelo de soja (11,5), grãos de soja (8,3) e óleo de soja (5,8), ou seja, eles possuíam vantagens comparativas em relação aos concorrentes internacionais. Concluíram, também, que a diversificação da pauta e a competitividade foram as principais fontes de crescimento das exportações paranaenses. Além disto, eles mostraram que as condições externas exerceram grande influência no desempenho do setor agro-exportador paranaense, como em qualquer outra região, mas os elementos fundamentais para estimular as exportações foram o desenvolvimento tecnológico, a boa infra-estrutura e a política comercial adequada. Entretanto, esses autores concluíram que as exportações paranaenses e brasileiras são muito oneradas, logo perdem vantagens comparativas diante dos competidores internacionais.

especial, o biodiesel que tem na soja um dos seus possíveis insumos.

4. MATERIAIS E MÉTODOS

4.1 Período de estudo

O período a ser analisado é compreendido entre 1997 e 2004. Dessa forma, o período escolhido é adequado ao objetivo desse estudo, pois abrange os anos anteriores e posteriores da mudança cambial ocorrida em janeiro de 1999. Os dados sobre as exportações da soja em grãos pelo Brasil são mensais. No entanto, os dados são organizados em médias móveis trimestrais. Já o uso de médias móveis trimestrais permite que a sazonalidade típica da comercialização e dos preços agrícolas seja reduzida.

Conforme Guidolin (1991), o comércio exterior⁵ depende da diferença dos custos das mercadorias e da interdependência entre a oferta, a demanda e os preços. Dessa forma, nota-se que o preço de exportação é uma variável importante na análise dos volumes exportados da soja em grãos, conforme indicam as Tabelas 4.1 e 4.2, respectivamente.

⁵ O comércio exterior representa as relações comerciais efetuadas entre um país e o resto do mundo, sendo que as transações, geralmente, são feitas em diferentes moedas. No comércio exterior há restrições à livre circulação de mercadorias, serviços e fatores de produção e há diferenças de línguas, costumes e de legislação.

Tabela 4.1 - Preço médio corrente da soja em grãos exportada pelo Brasil de 1997 a 2004
(US\$ FOB / tonelada / mês) *

	1997	1.998	1.999	2000	2001	2002	2003	2004
Janeiro	-	384	232	164	197	184	206	289
Fevereiro	286	253	198	190	213	175	215	281
Março	283	248	183	185	179	172	208	287
Abril	288	239	182	190	169	169	204	283
Mai	296	236	180	191	164	172	210	277
Junho	294	235	174	193	164	173	211	281
Julho	296	233	176	191	173	184	222	286
Agosto	295	228	173	189	178	198	218	290
Setembro	299	229	176	188	186	200	216	282
Outubro	299	220	181	190	189	210	229	258
Novembro	245	217	182	190	187	210	249	238
Dezembro	445	212	176	186	184	217	256	243
Média	277	244	184	187	182	189	220	275

Fonte: MDIC / SECEX (2005)

(*) FOB (Free on Board) representa o preço de exportação da carga já desembarçada até a bordo do navio no porto de embarque do Brasil indicado pelo importador.

Tabela 4.2 - Volume exportado da soja em grãos pelo Brasil de 1997 a 2004 (Mil toneladas / mês)

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Janeiro	-	1	39	34	296	142	246	342
Fevereiro	17	21	140	59	92	82	189	453
Março	456	386	475	563	903	651	1.308	1.581
Abril	1.476	1.836	1.568	1.605	1.992	1.707	2.892	2.006
Mai	1.595	1.888	1.812	1.770	2.541	1.264	3.278	2.668
Junho	1.275	1.467	1.418	1.792	2.653	1.257	2.508	3.712
Julho	1.584	1.158	1.258	1.851	1.953	2.605	1.841	2.384
Agosto	952	879	769	2.011	2.496	1.701	2.475	2.003
Setembro	331	948	703	792	1.503	3.848	2.179	2.291
Outubro	99	390	318	598	828	1.684	2.115	914
Novembro	2	153	181	329	193	471	524	484
Dezembro*	0	62	115	115	227	558	335	400
Total	7.788	9.190	8.799	11.517	15.676	15.970	19.890	19.237

Fonte: MDIC / SECEX (2005)

* Volume exportado em dezembro de 1997 correspondeu a 210.120 Kg

Segundo Warnken (2000), a taxa cambial no Brasil pode influenciar as exportações agrícolas. Assim a variável taxa cambial contida na Tabela 4.3, também, é relevante para esse estudo. Além disto, nota-se que outras variáveis influenciam a formação da taxa de câmbio, tais como a inflação e a taxa de juros (KRUGMAN E OBSTFELD, 1999).

Conforme Krugman e Obstfeld (1999), o aumento da inflação - devido ao aumento da oferta de moeda nacional - ocasionará redução na taxa de juros. Conseqüentemente, haverá redução na oferta de moedas estrangeiras que elevará a taxa de câmbio e vice-versa. Assim, optou-se pelas variáveis taxa de inflação e de juros por haver essa relação com a taxa cambial e com as exportações. Escolheu-se

a taxa de juros SELIC⁶ (Sistema Especial de Liquidação e de Custódia), pois é uma taxa de referência para o mercado, que é divulgada mensalmente pelo Banco Central do Brasil.

Tabela 4.3 - Taxas de câmbio mensais de 1997 a 2004 (R\$ / US\$ a.m.)

Ano	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
1997	1,04	1,05	1,06	1,06	1,07	1,07	1,08	1,09	1,09	1,10	1,11	1,11
1998	1,12	1,13	1,13	1,14	1,15	1,15	1,16	1,17	1,18	1,19	1,19	1,21
1999	1,50	1,91	1,90	1,69	1,68	1,77	1,80	1,88	1,90	1,97	1,93	1,84
2000	1,80	1,78	1,74	1,77	1,83	1,81	1,80	1,81	1,84	1,88	1,95	1,96
2001	1,95	2,00	2,09	2,19	2,30	2,38	2,47	2,51	2,67	2,74	2,54	2,36
2002	2,38	2,42	2,35	2,32	2,48	2,71	2,93	3,11	3,34	3,81	3,58	3,63
2003	3,44	3,59	3,45	3,12	2,96	2,88	2,88	3,00	2,92	2,86	2,91	2,93
2004	2,85	2,93	2,91	2,91	3,10	3,13	3,04	3,00	2,89	2,85	2,79	2,72

Fonte: Banco Central do Brasil (2005)

Foi escolhido o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo – IPCA, divulgado pelo IBGE, como índice de inflação, pois esse índice abrange famílias com rendimentos mensais compreendidos entre 1 (hum) e 40 (quarenta) salários-mínimos, residentes nas regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba e Porto Alegre, Brasília e município de Goiânia. Além disto, na composição do IPCA pesquisa-se os seguintes itens: alimentação, bebidas, habitação, vestuário, transporte, saúde e cuidados pessoais, despesas e comunicação. O período de coleta do IPCA é mensal e estende-se, em geral, do dia 01 a 30 do mês de referência. Por isto o IPCA foi escolhido, pois ele representou bem a inflação do Brasil de 1997 a 2004. Os dados de inflação e taxa de juros estão contidos nas Tabelas 4.4 e 4.5, respectivamente.

⁶ A taxa de juros SELIC é obtida mediante o cálculo da taxa média ponderada e ajustada das operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e cursadas no referido sistema ou em câmaras de compensação e liquidação de ativos, na forma de operações compromissadas.

Tabela 4.4 - Índice Nacional Preços ao Consumidor Amplo - IPCA - de 1997 a 2004 (% a.m.)

Ano	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
1997	1,18	0,50	0,51	0,88	0,41	0,54	0,22	-0,02	0,06	0,23	0,17	0,43
1998	0,71	0,46	0,34	0,24	0,50	0,02	-0,12	-0,51	-0,22	0,02	-0,12	0,33
1999	0,70	1,05	1,10	0,56	0,30	0,19	1,09	0,56	0,31	1,19	0,95	0,60
2000	0,62	0,13	0,22	0,42	0,01	0,23	1,61	1,31	0,23	0,14	0,32	0,59
2001	0,57	0,46	0,38	0,58	0,41	0,52	1,33	0,70	0,28	0,83	0,71	0,65
2002	0,52	0,36	0,60	0,80	0,21	0,42	1,19	0,65	0,72	1,31	3,02	2,10
2003	2,25	1,57	1,23	0,97	0,61	-0,15	0,20	0,34	0,78	0,29	0,34	0,52
2004	0,76	0,61	0,47	0,37	0,51	0,71	0,91	0,69	0,33	0,44	0,69	0,86

Fonte: IBGE (2005)

Tabela 4.5 - Taxas de juros mensais do Brasil de 1997 a 2004 (Taxa SELIC % a.m.)

Ano	Jan	Fev	Mar	Abr	Mai	Jun	Jul	Ago	Set	Out	Nov	Dez
1997	1,74	1,66	1,63	1,66	1,58	1,59	1,61	1,58	1,58	1,68	2,98	2,92
1998	2,67	2,11	2,18	1,69	1,63	1,60	1,69	1,47	2,49	2,93	2,58	2,38
1999	2,17	2,35	3,29	2,28	1,96	1,63	1,62	1,55	1,47	1,37	1,37	1,58
2000	1,44	1,44	1,44	1,28	1,49	1,39	1,30	1,40	1,22	1,28	1,22	1,19
2001	1,26	1,01	1,25	1,18	1,33	1,27	1,50	1,60	1,32	1,53	1,39	1,39
2002	1,53	1,25	1,37	1,48	1,40	1,31	1,53	1,45	1,38	1,64	1,53	1,73
2003	1,97	1,83	1,78	1,87	1,96	1,85	2,08	1,76	1,67	1,63	1,34	1,37
2004	1,26	1,08	1,37	1,17	1,22	1,22	1,28	1,29	1,24	1,21	1,25	1,48

Fonte: Banco Central do Brasil (2005)

A outra variável importante, na análise dos volumes exportados da soja em grãos, é a quantidade de soja em grãos esmagada pelo Brasil, que consta na Tabela 4.6, pois a soja em grãos que não é esmagada no Brasil, é destinada ao exterior. Desse modo espera-se que um aumento do esmagamento da soja no Brasil reduza o volume exportado da soja em grãos, e vice-versa.

Tabela 4.6 - Esmagamento de soja no Brasil de 1997 a 2004 (Mil toneladas)

Mês	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Janeiro	634	692	651	820	1218	887	969	1.318
Fevereiro	932	907	892	1.032	1.290	1.437	1.338	1.536
Março	1.782	1.717	1.800	1.874	1.915	2.132	2.362	2.202
Abril	2.227	2.315	2.317	2.373	2.272	2.363	2.563	2.501
Mai	2.443	2.506	2.484	2.384	2.342	2.480	2.767	2.571
Junho	2.386	2.497	2.235	2.104	2.172	2.511	2.636	2.552
Julho	2.203	2.436	2.046	2.005	2.217	2.611	2.693	2.594
Agosto	2.016	2.238	2.120	1.796	2.198	2.560	2.781	2.429
Setembro	1.509	1.884	1.948	1.713	2.039	2.271	2.550	2.286
Outubro	1.116	1.808	1.880	1.740	2.086	2.455	2.512	2.099
Novembro	873	1.569	1.780	1.741	1.866	2.223	2.305	1.940
Dezembro	765	1.304	1.323	1.598	1.489	1.831	1.971	1.796
Total	18.886	21.873	21.476	21.180	23.104	25.761	27.447	25.824

Fonte: ABIOVE (2005)

As exportações da soja em grãos, também, podem ser influenciadas pela variação no preço internacional desta *commodity* (CARVALHO, *et alii*, 2005). Foi utilizado o preço da soja em grãos da Bolsa de Mercadorias de Chicago (EUA), por ser esse o principal local de formação desse preço no mundo, conforme indica a Tabela 4.7.

Tabela 4.7 - Preço médio corrente da soja em grãos comercializada no mundo de 1997 a 2004 (US\$ / tonelada / mês)

	1997	1.998	1.999	2000	2001	2002	2003	2004
Janeiro	268	247	195	180	175	160	208	301
Fevereiro	281	248	180	186	168	160	210	314
Março	305	240	175	191	164	169	210	361
Abril	314	235	177	197	159	171	221	364
Mai	320	236	172	201	159	176	232	346
Junho	305	231	170	187	170	185	230	320
Julho	270	232	158	169	187	209	215	293
Agosto	244	202	172	168	182	208	208	226
Setembro	255	193	181	180	172	208	231	207
Outubro	252	201	178	173	161	200	269	193
Novembro	266	209	171	178	162	210	280	196
Dezembro	255	205	170	186	160	208	283	198
Média	278	223	175	183	168	189	233	277

Fonte: Bolsa de Mercadorias de Chicago - EUA (2006)

4.2 Modelo analítico

De acordo com os objetivos estabelecidos para este trabalho, os dados serão tratados por meio da Estatística Inferencial, através da ferramenta da regressão linear múltipla, que fornecerá a equação para prever valores prováveis de uma variável, quando se conhece os valores de outras variáveis. Conforme Gujarati (1995), o uso da Inferência Estatística permite que se comprove, de forma científica, a influência das variáveis independentes sobre a variável dependente.

Conforme Barbetta (2002), na análise de regressão múltipla, procura-se construir um modelo estatístico-matemático para se estudar objetivamente a relação entre as variáveis independentes e a variável dependente e, a partir do modelo,

conhecer a influência de cada variável independente, como também, predizer a variável dependente em função do conhecimento das variáveis independentes. O uso deste processo é mais preciso, pois pode-se encontrar o valor médio que mais se aproxima dos dados de mercado, sem alterar os seus atributos.

Assim nesse estudo, após o uso da regressão linear múltipla será obtida uma equação para o volume exportado de soja em grãos. Desta forma será obtido resultados empíricos para o modelo, conforme indica a equação 1:

$$Y = a + b.X1 + c.X2 + d.X3 + e.X4 + f.X5 + g.X6 \text{ (equação 1)}$$

, onde a, b, c, d, e, f, g são parâmetros a serem estimados com os dados. Para tanto, será utilizado o aplicativo “Sisren Windows 1.50”, a fim de determinar esta regressão linear múltipla, a qual terá características descritas por variáveis com valores numéricos, como é o caso da variável dependente quantidade média trimestral exportada = Y (expresso em toneladas soja em grãos / trimestre), em função das seguintes variáveis independentes:

-Taxa média trimestral do câmbio = X1 (com valores numéricos correspondentes a Reais por dólar americano ao mês).

-Taxa média trimestral de juros = X2 (com valores numéricos correspondentes ao percentual da taxa de juros SELIC ao mês).

-Taxa média trimestral de inflação = X3 (com valores numéricos correspondentes ao percentual do índice IPCA ao mês).

-Valor unitário médio e trimestral das exportações de soja em grãos = X4 (com valores numéricos correspondentes US\$ FOB⁷ por tonelada ao mês).

- Quantidade média trimestral do esmagamento de soja em grãos pelo Brasil = X5 (com valores numéricos correspondentes a mil toneladas ao mês).

- Preço internacional médio e trimestral da soja em grãos = X6 (com valores numéricos correspondentes US\$ por tonelada ao mês).

São esperados sinais positivos para as variáveis X1, X3, X4 e X6, e sinais negativos para as variáveis X2 e X5, conforme consta no Quadro 4.1.

Quadro 4.1 - Sinais esperados das variáveis independentes

Variáveis independentes	Sinais esperados
Taxa de câmbio - X1	positivo (+)
Taxa de juros - X2	negativo (-)
Taxa de inflação - X3	positivo (+)
Valor unitário das exportações de soja grãos - X4	positivo (+)
Quantidade de soja em grãos esmagadas - X5	negativo (-)
Preço internacional médio da soja em grãos - X6	positivo (+)

Elaboração do autor

Essa equação terá o melhor coeficiente de correlação, considerando todas as combinações possíveis entre as variáveis, transformando as mesmas da forma direta (x) para a forma inversa (1/x) ou nas outras transformações selecionadas. Conforme Barbetta (2002), os cálculos efetuados visam ao ajustamento pelo Método dos Mínimos Quadrados, que minimiza a soma dos quadrados entre os valores estimados e os observados.

Com o uso dessas variáveis observa-se o comportamento da amostra, permitindo que se transfira as conclusões obtidas para a população. Entretanto, nessa transferência pode-se estar cometendo alguns erros e, nesse caso, é

⁷ FOB (Free On Board), representa o preço de exportação da carga já desembarçada até a bordo do

interessante avaliar e controlar o tamanho do erro cometido ao fazer generalizações (inferências). Essa avaliação e controle é feita por meio do teste de hipótese, no qual se verifica a possibilidade de estar cometendo erro nas afirmações sobre a média populacional ou sobre a influência de uma variável sobre outra. Segundo Gujarati (1995), a hipótese é uma resposta provisória que, de acordo com certos critérios, será rejeitada ou não. Assim, formulou-se as seguintes hipóteses:

- H_0 : a equação obtida não é válida; e

- H_A : a equação obtida é válida.

Logo, H_0 pode ser verdadeira ou falsa, e pode-se rejeitar ou não essa hipótese. Caso H_0 seja rejeitada, então aceita-se H_A , entretanto ao aceitá-la pode-se errar, pois a hipótese H_0 pode ser verdadeira. Portanto, pode-se cometer o erro do tipo I caso se rejeite a hipótese verdadeira ou pode-se cometer o erro do tipo II por não rejeitar a hipótese falsa.

Assim, ao rejeitar ou não uma hipótese pode-se cometer erro, desde que a probabilidade seja pequena de ocorrer tal erro, o qual é medido pelo nível de significância do teste. Para tanto, definiu-se o valor máximo aceitável para o teste, ou seja, qual o nível máximo de erro aceitável. No teste utilizou-se o nível de significância de no máximo 5%. Verificou-se para a equação obtida, se o F-calculado era superior ao valor do F-tabelado no nível de significância exigido, assim rejeitou-se H_0 e aceitou-se H_A e vice-versa.

Formulou-se, também, as seguintes hipóteses, ao nível de significância de no máximo 5% :

- H_0 : cada variável independente (X) não interfere na formação da variável dependente (Y); e

- ***H_A***: cada variável independente (*X*) interfere na formação da variável dependente (*Y*).

Essas hipóteses foram analisadas com o teste T de Student. Nos casos em que os T-calculados foram superiores ao valor do T-tabelado, no nível de significância exigido, foi rejeitado H_0 e aceito H_A e vice-versa.

Conforme Filho (1992), nos modelos de regressões múltiplas dois grandes equívocos são cometidos: o primeiro é que bastaria resolver um sistema de equações para se ter um modelo válido. Certamente, ele será um modelo matemático, porém nem sempre será um modelo estatístico, pois podem faltar atributos que confirmam suficiência para tal. O segundo grande equívoco é pensar que, um modelo inferido só pelo fato de apresentar um elevado coeficiente de correlação ou elevado coeficiente de determinação, seja um bom modelo.

Portanto, para se obter um modelo válido foram analisados vários elementos do resultado, tais como: a análise da variância, a equação matemática do modelo, o coeficiente de determinação (R^2), o coeficiente de correlação (R), a normalidade do resíduo, a significância dos regressores e os seus respectivos T-observados, a análise dos resíduos do modelo, a auto-regressão, a multicolinearidade e a homocedasticidade do modelo.

Após a obtenção da equação matemática do modelo, será calculada a análise da variância e o F de Fischer-Snedecor com significância de 5% (representando uma confiabilidade de 95%), a fim de se verificar se a equação obtida será significativa como explicação do fenômeno, ou seja, se as variáveis em conjunto foram importantes na formação do resultado.

O coeficiente de determinação (R^2) a ser obtido representa o poder de explicação das variáveis independentes, sobre a variável dependente. O coeficiente

de correlação (R) indica a força da correlação existente entre as variáveis, ou seja, mede o grau de aderência dos pontos ao modelo pretendido. A normalidade dos resíduos determina os percentuais de ocorrência dos dados que devem estar dentro dos intervalos do modelo de Gauss. Portanto os resíduos padronizados devem apresentar uma tendência de distribuição normal, ou seja:

60% dos dados devem estar entre $-1,00$ a $+1,00$ desvios padrões da média;

90% dos dados devem estar entre $-1,64$ a $+1,64$ desvios padrões da média;

95% dos dados devem estar entre $-1,96$ a $+1,96$ desvios padrões da média.

Na análise da significância dos regressores das variáveis, quando o T-calculado for maior que o T-tabelado, então os regressores serão importantes na formação do modelo. Quanto maior o valor de T de Student, maior será a influência da variável no modelo, assim se uma variável apresentar valor do T muito superior as demais, pode significar que essa variável explica quase toda a variação e as demais estão dando pequena contribuição. Na Análise dos resíduos do modelo, será verificado a atipicidade das amostras escolhidas por meio da relação RESÍDUO / DESVIO PADRÃO, para determinar a existência de resíduos padronizados superiores em módulo ao valor 2 (dois), ou seja, se o modelo apresenta algum elemento “outliers”.

Outra característica das perturbações da média que pode dificultar a perfeita especificação dos modelos de regressão, diz respeito ao fato que a perturbação que ocorre em um ponto da observação pode estar correlacionada com qualquer outra perturbação. Em algumas observações de amostras colhidas em forma periódica, ou seja, em séries temporais, o efeito da perturbação que ocorre em um período pode afetar a perturbação do período seguinte. Conforme Gujarati (1995), essa ocorrência denomina-se auto-regressão. O teste de Durbin-Watson é amplamente utilizado para

se analisar a presença de auto-regressão em amostras, indicando a influência dos resíduos ocorridos a partir de um determinado valor nos resíduos dos valores seguintes. Por meio desse teste será verificado se existe correlação entre os resíduos, ao nível de significância de 5%, o que seria indesejável, pois provocaria uma tendência na determinação das estimativas

Será verificado, também, se ocorre multicolinearidade, a fim de constatar a existência da relação exata entre as variáveis independentes, o que não permitiria obter conclusões consistentes. Isso será feito por meio da análise gráfica, cotejando-se os resíduos em relação às variáveis independentes analisadas. Finalmente, por meio da análise da homocedasticidades do modelo, será verificado a existência ou não de outros efeitos que poderiam influenciar o modelo já ajustado. A verificação será feita através do gráfico dos resíduos de cada amostra versus os valores ajustados da variável dependente (Y). Na perfeita especificação de um modelo de regressão deve-se obter a homocedasticidade, a qual é uma variância da perturbação em torno da média constante, isto é, a dispersão da perturbação deve ser a mesma para quaisquer valores das variáveis independentes. De outro modo, ocorrerá a heterocedasticidade .

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1 Resultados da Regressão Linear Simples

Inicialmente, calculou-se a média móvel trimestral das variáveis independentes e da dependente. Depois, a fim de averiguar a relação existente entre essas variáveis, foi aferido o grau da influência significativa entre a quantidade de soja em grãos exportada e cada um dos fatores que potencialmente poderiam contribuir para o seu desempenho. Elaborou-se o coeficiente de determinação (explicação) R^2 , por meio de regressão linear simples, de cada variável independente (X1, X2, X3, X4, X5 e X6) em relação à variável dependente (Y), conforme explicitado na Tabela B.1 do Anexo “B”. O objetivo foi efetuar uma triagem com as variáveis analisadas que fossem representativas para o modelo.

A Tabela 5.1 mostra os resultados individuais das variáveis analisadas, cujos cálculos estão demonstrados no Anexo “A”. A partir desses números, constatou-se que apenas as variáveis independentes “quantidade de soja esmagada pelo Brasil – X5” e “taxa de câmbio – X1” apresentaram individualmente os maiores coeficientes de explicação (R^2), ou seja, influenciavam num grau de 76,40% e 19,53%,

respectivamente, o volume das exportações da soja em grãos. As outras variáveis independentes demonstraram exercer individualmente pouca influência na quantidade de soja em grãos exportada.

Tabela 5.1 - Variáveis analisadas no cálculo da regressão linear

Variável dependente	Variáveis independentes	R 2 (*)	Valor-P % (**)
Quantidade de soja em grãos exportada - Y	Taxa de câmbio - X1	0,1953	0,0008
	Taxa de juros - X2	0,0854	0,4255
	Taxa de inflação - X3	0,0007	80,0
	Valor unitário das exportações de soja grãos - X4	0,0071	41,8
	Quantidade de soja em grãos esmagadas - X5	0,7640	1,3E-28
	Preço internacional médio da soja em grãos - X6	0,0282	10,6

Elaboração do autor

* R 2 - Coeficiente de explicação mede o grau de ajustamento do modelo aos dados da amostra, ou seja, quanto as variáveis explicativas (X) presentes no modelo são responsáveis pelo comportamento da variável dependente (Y).

** Valor-P - é o nível de significância que traduz a probabilidade de se cometer um erro.

5.2 Resultados da Regressão Linear Múltipla

5.2.1 Possíveis modelos de Regressão Múltipla

Depois foram testados os cinco possíveis modelos de Regressão Múltipla, conforme as equações abaixo:

$$Y = a + b.X1 + c.X2 + d.X3 + e.X4 + f.X5 + g.X6 \text{ (equação 2)}$$

$$Y = h + i.X1 + j.X5 + k.X6 \text{ (equação 3)}$$

$$Y = m + n.X1 + p.X5 \text{ (equação 4)}$$

$$Y = q + r.X1 + s.X2 + t.X5 + u.X6 \text{ (equação 5)}$$

$$Y = v + x.X1 + y.X2 + z.X3 + w.X5 + o.X6 \text{ (equação 6)}$$

Foram obtidos os resultados estatísticos que constam na Tabela 5.2. O modelo que melhor se ajustou foi o da equação 4, pois ele apresentou o maior F-calculado indicando que essa equação é mais significativa que as outras na explicação do fenômeno estudado.

Tabela 5.2 - Resultados estatísticos dos possíveis modelos de Regressão Múltipla

Variáveis	equação 2	equação 3	equação 4	equação 5	equação 6
Interceptador	10,7600	10,1315	10,0928	10,1424	10,0529
T calculado	-0,91	-0,91	0,74	-0,69	-0,60
Grau de significância	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
R2	0,9038	0,8986	0,8980	0,8988	0,9008
R2 ajustado	0,8972	0,8952	0,8958	0,8942	0,8952
N	94	94	94	94	94
F calculado	136,28	265,87	400,83	197,65	159,87

Fonte: Sisren Windows 1.50 (2005)

5.2.2 O modelo melhor ajustado

Em seguida, de acordo com os objetivos estabelecidos para este trabalho, foi selecionado o melhor modelo ajustado (equação 4), que contém as variáveis independentes taxa de câmbio – X1” e “quantidade de soja esmagada pelo Brasil – X5”. Os dados foram tratados por meio da Estatística Inferencial através da regressão linear múltipla. Foram obtidos os resultados que constam na Tabela 5.3, e foi estimada a seguinte equação para o modelo:

$$Y = e^{[10,09287395 + (-6.418,818969 / X5) + (0,08914723765 * \ln X1)]}$$

(equação 7)

Conforme as hipóteses:

- *H₀* : a equação obtida não é válida; e
- *H_A*: a equação obtida é válida.

Então de acordo com a análise de variância, obteve-se que o F-calculado = 400,83 e o F-tabelado = 3,109 , conforme a Tabela B.2 no Anexo “B”. Portanto, verificou-se, para a equação obtida, que o F-calculado era superior ao valor do F-tabelado no nível de significância exigido, assim rejeitou-se H₀ e aceitou-se H_A. Logo, na análise feita pela distribuição F de Fischer-Snedecor indicou significância inferior a 5%, ou seja, aceitou-se a hipótese que haja correlação com confiabilidade superior a 95% no modelo escolhido.

O coeficiente de determinação obtido foi 0,8980, o que indicou que a função escolhida responde por 89,80% do resultado da variável dependente, sendo que os outros 10,20% poderiam ser atribuídos a outras variáveis, imprecisões e vícios de informações aleatórias.

Tabela 5.3 - Resultado estatístico da Regressão Linear Múltipla

Variáveis	Constante	Taxa de câmbio (X1)	Quantidade de soja em grãos esmagadas (X5)
Coeficientes	10,09287395	0,08914	-6.418,818969
Desvio padrão	--	0,7786	488,00
Valor médio	--	2,1504	1.946,51
Coeficiente de Variação	--	0,3621	0,2507
T calculado	--	0,74	-26,00
Valor-P	--	0,4632	0,0001
R2	0,8980	0,8980	0,8980
F calculado	400,83	400,83	400,83
Teste Durbin- Watson	1,99	1,99	1,99
N	94	94	94
SQR	14.368.545,78	--	--

Fonte: Sisren Windows 1.50 (2005)

O coeficiente de correlação é a raiz quadrada do coeficiente de determinação, o que indica a força da correlação existente entre as variáveis, ou seja, mede o grau de aderência dos pontos ao modelo pretendido. Nesse modelo, o coeficiente de correlação obtido foi 0,9476 ou 94,76%, o que indicou uma correlação forte entre as variáveis independentes e a quantidade exportada de soja em grãos, ou seja, a equação escolhida apresentou uma relação forte entre as variáveis.

A normalidade dos resíduos determina os percentuais de ocorrência dos dados que devem estar dentro dos intervalos do modelo de Gauss, ou seja, no

modelo analisado, os resíduos padronizados apresentaram uma tendência de distribuição próxima da curva normal, ou seja:

75% dos dados estavam entre $-1,00$ a $+1,00$ desvios padrões da média;

90% dos dados estavam entre $-1,64$ a $+1,64$ desvios padrões da média;

95% dos dados estavam entre $-1,96$ a $+1,96$ desvios padrões da média.

Portanto, esse teste indicou que os resíduos estavam normalmente distribuídos, mas haviam alguns dados “outliers” no modelo. Assim, na verificação da atipicidade das amostras escolhidas foi analisado a relação RESÍDUO / DESVIO PADRÃO. Verificou-se que ocorreram resíduos padronizados superiores em módulo ao valor 2 (dois), logo o modelo apresentou os seguintes elementos “outliers”: em dezembro de 1997, em janeiro de 1999, em fevereiro de 1999 e em novembro de 1999. A mudança cambial ocorrida em janeiro de 1999 pode ter sido uma das causas desses dados discrepantes nesse ano.

Obteve-se ainda o seguinte resultado para a significância dos regressores:

Significância: $X_1 = 46,32\%$ e $X_5 = 0,01\%$

T-calculado: $X_1 = 0,74$ e $X_5 = -26,00$

T-tabelado = 1,664 (significância de 5%, conforme Tabela B.3 no Anexo “B”)

De acordo com o teste de hipóteses:

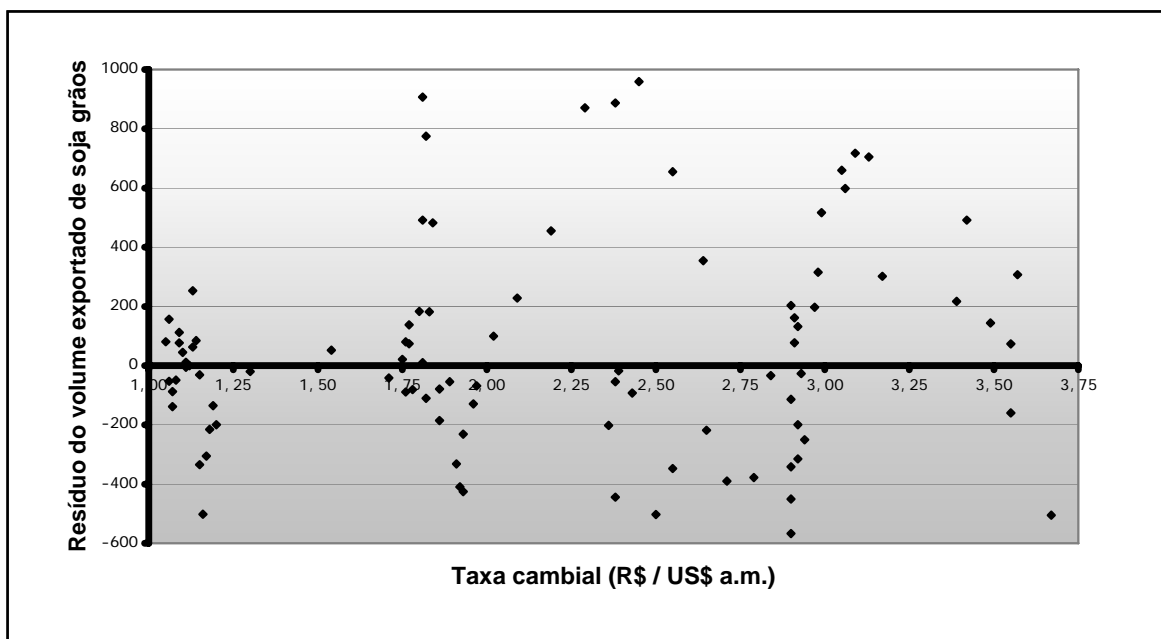
- **H_0** : cada variável independente (X) não interfere na formação da variável dependente (Y); e

- **H_A** : cada variável independente (X) interfere na formação da variável dependente (Y).

Nesse teste utilizou-se o nível de significância de no máximo 5%. Então verificou-se, para cada variável independente (X), se os T-calculados eram superiores ao valor do T-tabelado no nível de significância exigido, assim seria rejeitado H_0 e aceito H_A e vice-versa. Portanto, o T-calculado foi maior que o T-tabelado na variável X5, ou seja, aceitou-se H_A e o regressor foi importante na formação do modelo, ao nível de significância de 5%. Na variável X1 o regressor não foi importante na formação do modelo ao nível de significância de 5%, pois o T-calculado foi menor que o T-tabelado, ou seja aceitou-se H_0 . Entretanto X1 (taxa de câmbio) é válido ao nível de significância de 46,32%.

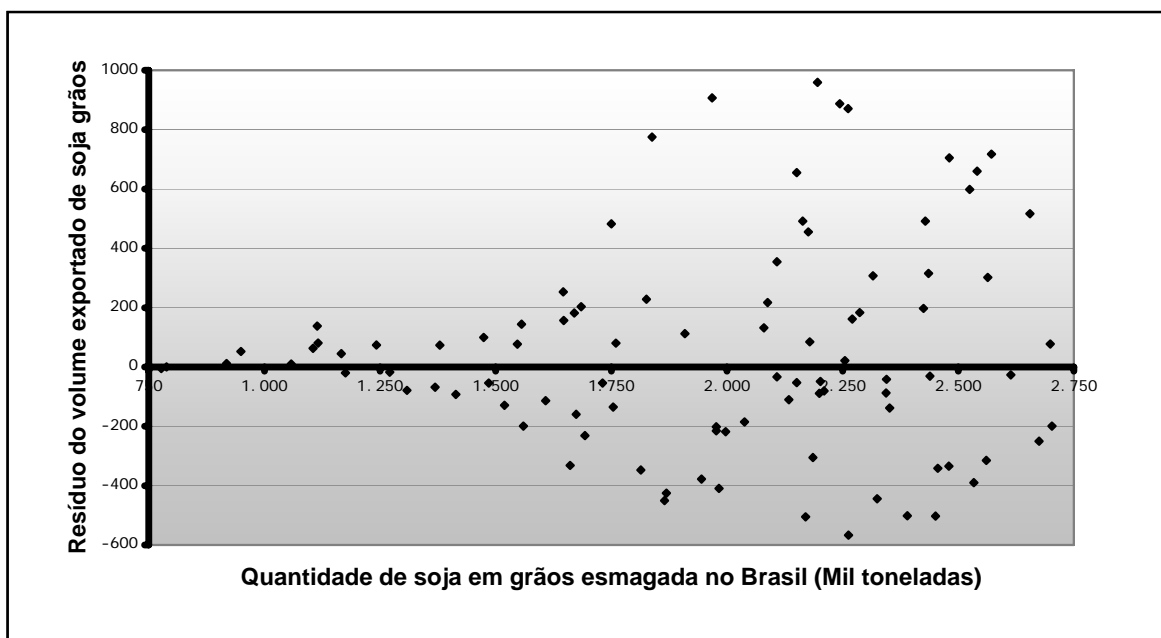
Depois verificou se havia auto-regressão, ou seja, se havia correlação entre os resíduos. Utilizou-se o teste de Durbin-Watson para se analisar a presença de auto-regressão nas amostras. Calculou-se os índices a serem analisados, bem como aqueles tabelados, ao nível de significância de 5%, como segue: d calculado = 1,99, $4 - DU = 2,2922$ e DU tabelado = 1,7078 (conforme Tabela B.4 do Anexo "B"). Pelo teste de Durbin-Watson obteve-se que DU tabelado < d calculado < $4 - DU$, ou seja, $1,7078 < 1,99 < 2,2922$, logo não houve auto-regressão no modelo.

Em seguida, verificou se havia multicolinearidade, ou seja, se havia relação exata entre as variáveis independentes. Isso foi feito por meio da análise gráfica, cotejando-se os resíduos em relação às variáveis analisadas contidas nas Tabelas B.5 e B.6 do Anexo "B". Nos Gráficos 5.1 e 5.2, verificou-se que os resíduos apresentaram-se de forma aleatória, indicando que não havia multicolinearidade.



Fonte: MDIC / SECEX e Banco Central do Brasil (2005)

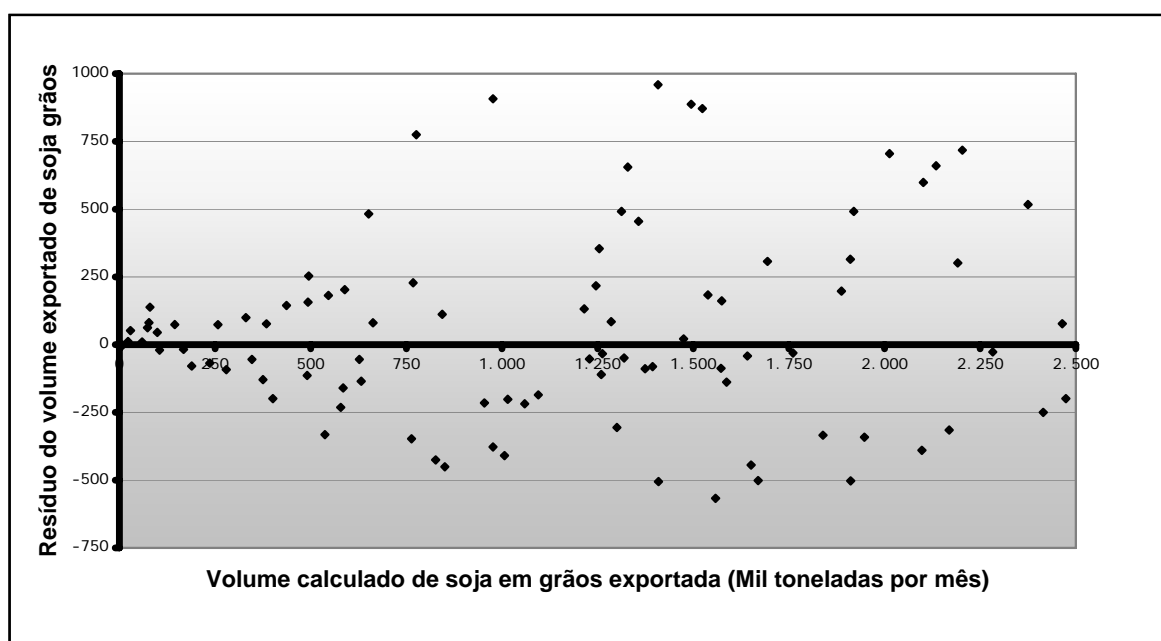
Gráfico 5.1 - Evolução do resíduo do volume exportado de soja em grãos pelo Brasil em função da taxa cambial mensal de 1997 a 2004 (média móvel trimestral)



Fonte: MDIC / SECEX e ABIOVE (2005)

Gráfico 5.2 - Evolução do resíduo do volume exportado de soja em grãos pelo Brasil em função da quantidade de soja esmagada de 1997 a 2004 (média móvel trimestral)

Depois verificou se o modelo era homocedástico, a fim de verificar se existia ou não outros efeitos que poderiam influenciar o modelo já ajustado. A verificação foi feita através do gráfico dos resíduos de cada amostra versus os valores ajustados para cada amostra, conforme dados contidos na Tabela B.7 do Anexo “B”. No Gráfico 5.3, verificou-se que os resíduos dispunham-se aleatoriamente, indicando que ocorria homocedasticidade no modelo, logo não havia outras variáveis influenciando-o.



Fonte: MDIC / SECEX (2005)

Gráfico 5.3 - Evolução do resíduo do volume exportado de soja em grãos pelo Brasil em função do volume calculado de soja exportada mensalmente de 1997 a 2004 (média móvel trimestral)

A partir da equação do modelo obtido, estimou-se para junho de 2007 as quantidades de soja em grão exportadas ao mês, em função de dez valores de taxa cambial e de dez valores de soja em grãos esmagadas, conforme mostra a Tabela 5.4. Desta forma, obteve-se cem resultados, em cenários diferentes, que poderão auxiliar os produtores e exportadores de soja em grãos a tomar as suas decisões.

Tabela 5.4 - Cenários para o volume exportado de soja em grãos pelo Brasil (Mil toneladas ao mês)

Esmagamento de soja grãos (Mil ton.)	Taxa de câmbio mensal (R\$ / US\$ a.m.)									
	2,50	2,60	2,70	2,80	2,90	3,00	3,10	3,20	3,30	3,40
2.550	2.116	2.124	2.131	2.138	2.144	2.151	2.157	2.163	2.169	2.175
2.600	2.221	2.229	2.236	2.244	2.251	2.258	2.264	2.271	2.277	2.283
2.650	2.327	2.335	2.343	2.351	2.358	2.365	2.372	2.379	2.385	2.392
2.700	2.434	2.442	2.451	2.459	2.466	2.474	2.481	2.488	2.495	2.501
2.750	2.541	2.550	2.559	2.567	2.575	2.583	2.591	2.598	2.605	2.612
2.800	2.649	2.659	2.668	2.676	2.685	2.693	2.701	2.708	2.716	2.723
2.850	2.758	2.768	2.777	2.786	2.795	2.803	2.812	2.820	2.827	2.835
2.900	2.867	2.877	2.887	2.897	2.906	2.914	2.923	2.931	2.939	2.947
2.950	2.977	2.987	2.998	3.007	3.017	3.026	3.035	3.043	3.052	3.060
3.000	3.087	3.098	3.108	3.118	3.128	3.138	3.147	3.156	3.164	3.173

Elaboração do autor

Neste contexto de incerteza dos preços das *commodities* agropecuárias e da redução das garantias fornecidas pelo governo, tanto produtores como processadores buscam instrumentos alternativos para se protegerem contra o risco de uma variação de preços indesejável. Dentre essas ferramentas destacam-se os mercados futuros. Em particular, no caso da soja, a maior parte dos agentes desse mercado, incluindo os brasileiros, utilizam os contratos futuros negociados na Chicago Board of Trade (CBOT) para efetuar o *hedging*, o qual visa minimizar e transferir o risco da variação de preços em tempos futuros. Esse fato decorre da maior liquidez apresentada por essa bolsa (CHIODI *et alii*, 2005). Desse modo, o sinal encontrado para a variável quantidade de soja em grãos esmagadas no Brasil – Tabela 5.4 – foi diferente do sinal esperado no Quadro 4.1 e pode ser explicado pela existência desses contratos de longo prazo para a exportação da soja.

Assim, a fim de verificar a precisão do modelo obtido, foi comparado o resultado desse modelo com outro estudo realizado por Sugai *et alii* (1998). Eles utilizaram a regressão linear para estimar a quantidade exportada de soja em grãos “Yt” , por meio da função linear $Y_t = 1.242,349292 + 526,104896 * T$, onde “T” é o tempo em anos. Esses autores obtiveram para o ano de 2005 o volume exportado de 20,708 milhões de toneladas de soja em grãos.

No presente estudo utilizou-se a regressão linear múltipla para estimar a quantidade exportada de soja em grãos, por meio da função:

$$Y = e^{[10,09287395 + (-6.418,818969 / X5) + (0,08914723765 * \ln X1)]}$$

(equação 7)

, sendo que X1 foi a taxa cambial média anual de 2005 (R\$ 2,44 / US\$) e X5 o volume de soja em grãos esmagado pelo Brasil em 2005 (26.150 mil toneladas), conforme dados do Banco Central do Brasil (2005) e da ABIOVE (2005), respectivamente. Obteve-se assim o volume exportado de 20,474 milhões de toneladas de soja em grãos em 2005. Portanto, os resultados dos dois estudos se aproximaram bastante do volume efetivamente exportado pelo Brasil em 2005, que foi de 22,300 milhões de toneladas (MDIC / SECEX, 2005).

Em outro estudo, Roessing *et alii* (2002) concluíram que a variação da taxa de câmbio possuiu influência positiva na variação da área semeada de soja, apresentando uma elasticidade área que variava de 5,4 a 6,2, ou seja, a cada 10% de variação na taxa de câmbio a área semeada variava de 5,4% a 6,2%, no mesmo sentido. Então, percebe-se que a desvalorização cambial pode ter tido um impacto de estímulo à produção e às exportações da soja. Assim sendo, nota-se que as taxas de câmbio são utilizadas como instrumento de estímulo às exportações e,

muitas vezes, acusadas de servirem a propósitos de subsídios às vendas externas pelas práticas de *dumping* (GRIECO, 1994). O *dumping* é realizado por empresas situadas no exterior e ocorre sempre que uma ou mais empresas exportam seus produtos a um preço inferior àquele praticado nas operações de venda normais no seu mercado local.

Nesse contexto de se obter vantagem comparativa no comércio internacional, é importante notar a influência das políticas econômicas, tal como a política cambial. Essa política combinada com a política de incentivos fiscais-creditícios e com a política de proteção atuam sobre o viés exportador da economia, como políticas econômicas para promover e expandir as exportações. Essa necessidade de incentivos poder variar conforme o nível da taxa de câmbio real. Após 1999, a combinação destes três instrumentos teve, pela primeira vez desde 1964, um claro viés pró-exportação: taxa de câmbio elevada; incentivos fiscais e creditícios baixos, porém estáveis; e tarifas relativamente baixas, reduzindo o diferencial favorável às vendas domésticas (VEIGA e IGLESIAS, 2003).

6. CONCLUSÕES E RECOMENDAÇÕES

Após analisado o modelo na pesquisa selecionada, bem como interpretação e análise dos resultados estatísticos e comportamento das variáveis concluiu-se que, ao nível de significância de 5% a equação obtida apresentou probabilidade superior a 95% de ser interpretativa do fenômeno estudado. Concluiu-se, também, que somente as variáveis independentes taxa de câmbio e a quantidade mensal de soja em grãos esmagada pelo Brasil foram significantes ao nível de 46,32% e 0,01%, respectivamente.

Concluiu-se que não houve correlação significativa dos volumes exportados de soja em grãos (variável dependente), com as seguintes variáveis independentes: a taxa de câmbio, a taxa de juros (SELIC), a taxa de inflação (IPCA), o preço mensal da exportação de soja em grãos e o preço internacional da soja em grãos; e ii). Só houve correlação significativa com a quantidade mensal de soja em grãos esmagada pelo Brasil. Logo, na análise do resultado da hipótese, concluiu-se que não houve correlação positiva e significativa entre a taxa de câmbio e o volume de soja em grãos exportado pelo Brasil no período analisado.

No modelo analisado, um aumento de 10% na taxa de câmbio acarretaria um crescimento de 1,03% na quantidade exportada de soja em grãos, e um aumento de 10% no volume de soja em grãos esmagado acarretaria um crescimento de 34,57% na quantidade exportada de soja em grãos. Todos esses resultados foram válidos para uma amostra com 94 observações mensais, obtidas no período de 8 anos, de 1997 a 2004. Portanto, nesse período, a taxa de câmbio influenciou pouco o aumento das exportações de soja em grãos.

Pela análise histórica da política cambial brasileira, constatou-se malefícios causados pela valorização excessiva e prolongada do Real, como observado 1994 a 1998. A partir da adoção do câmbio flexível, em 1999, o Brasil conseguiu reverter a situação do elevado passivo externo, que nos tornava vulneráveis às instabilidades internacionais. Como se observa, no cenário internacional prevalece, na maioria dos países, um regime cambial de “flutuação suja”, ou seja, há liberdade cambial, mas, dentro de determinados limites, com intervenções do Banco Central para evitar exagerada depreciação ou apreciação da moeda.

Neste contexto, desde 2002, o valor das exportações brasileiras vêm crescendo tanto devido ao aumento dos preços internacionais das *commodities* exportadas pelo Brasil, como também devido ao efeito do estímulo cambial propiciado pela desvalorização do Real, de 2002 e 2003. Portanto, a taxa de câmbio pode ser uma das variáveis determinantes da sustentabilidade do crescimento das exportações agrícolas, com a geração de superávites na Balança Comercial. Assim, a partir de 1999, com o câmbio flutuante ocorreu uma evolução positiva da Balança Comercial, sendo que as exportações da soja em grãos colaboraram com esses elevados superávites.

Sabe-se que o câmbio é um dos principais preços da economia, refletindo a paridade da moeda local relativamente às demais moedas internacionais, sendo fundamental para se obter as definições no setor produtivo do complexo agro-industrial da soja, como por exemplo, investimentos, agregação de valor local, pesquisa e desenvolvimento, dentre outros.

Entretanto, a taxa cambial é condição necessária, mas não suficiente para aumentar as exportações da soja em grãos, pois outros fatores também podem estimular as exportações. Por exemplo, o aumento da produtividade agrícola, a melhoria da organização e da eficiência exportadora no Brasil, a introdução de marcas comerciais e setoriais e o aprofundamento contínuo da moderna cultura exportadora no meio empresarial brasileiro.

Existem limitações neste trabalho, pois testar teorias econômicas raramente é uma tarefa simples. Relações causais são tipicamente baseadas em hipóteses de que outros fatores permaneçam constantes. Por exemplo, a proposição de que desvalorizações cambiais afetem positivamente as exportações de soja em grãos requer uma série de hipóteses sobre a permanência da demanda mundial do produto, da renda *per capita*, do gosto dos consumidores, do não repasse total da desvalorização para o custo de produção, da não queda do preço do produto na mesma proporção da desvalorização, etc. Portanto, raramente, no mundo real, encontra-se “tudo o mais permanecendo constante”.

Recomenda-se que os estudos futuros abordem outras variáveis que também possam influenciar as exportações da soja em grão, bem como os outros produtos do complexo soja (farelo e óleo de soja). Sugere-se novos estudos sobre as exportações da soja em grãos, devido a sua importância na pauta de exportação brasileira. Deve-se lembrar que a expansão dessa cultura foi um dos fatores

responsáveis pela introdução do conceito de agronegócio no país, não só pelo volume físico e financeiro envolvido, mas também pela necessidade da visão empresarial de administração da atividade por parte dos produtores, fornecedores de insumos, processadores da matéria-prima e negociantes, de forma a manter e ampliar as vantagens competitivas da produção.

Nesse ambiente, onde a competição deve se acirrar via preços, a redução dos custos será o fator fundamental para a sobrevivência de produtores e da agroindústria da soja. Portanto, recomenda-se novos estudos sobre a redução dos custos do complexo agro-industrial da soja, além de estudos sobre a logística, especialmente o transporte, o qual é crucial para o aumento da competitividade da soja e da economia agrícola brasileira. Recomenda-se, ainda, que se desenvolva estudos sobre os mercados de informação, a fim de disponibilizar informações sobre os mercados externos tais como: preços, demanda, concorrentes, produtos substitutos etc.

Além disto, recomenda-se novos estudos sobre as deficiências de infraestrutura, as quais traduzem-se diretamente em diminuição da renda líquida dos produtores. O caso extremo parece ser o dos sojicultores do Centro-Oeste, de alta produtividade dentro da porteira, mas fortemente prejudicados pelo custo do frete, resultado da distância dos portos, do mau estado das rodovias e da ausência de alternativas hidro e ferroviárias. Recomenda-se, também, outros estudos sobre o protecionismo dos países desenvolvidos, pois o Brasil é prejudicado por diversas políticas dos outros países, como quotas, subsídios e barreiras fito-sanitárias.

7. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABREU, M. P. . **A Ordem e o progresso: cem anos de política econômica republicana 1889-1989**. 4ª ed. São Paulo, ed. Campus, 1991, 385 p.

ALMEIDA, M. C. G.. **Credibilidade cambial do Plano Real: uma análise empírica**. Viçosa - MG, 1997, 98 p. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Viçosa – UFV.

AMARAL, A. C. O. e LIMA, E. C.. **Política Cambial: efeitos na Balança Comercial**. 1ª ed. São Paulo, Editora Aduaneiras, 2001, 174 p.

BARBETTA, P. A. **Estatística aplicada às ciências sociais**, 5ª ed. , Editora UFSC, 2002, 340 p.

BARBOSA, M. Z. e ASSUNÇÃO, R. **Ocupação Territorial de Produção e de Agroindústria de Soja no Brasil, nas década de 80 e 90**. Informações Econômicas, vol. 31,nº 11, novembro, 2001, pp.7-16.

BASSO, L. F. C. **Viúvas da Desvalorização Cambial**, Economia & Empresa, Universidade Mackenzie, Vol. 2, nº 4, Outubro-Dezembro, 1995.

BOLSA DE MERCADORIAS DE CHICAGO. **CBOT – Chicago Board of Trade**. Disponível em: < <http://www.cbot.com> > Acesso em agosto. 2006

BRASIL. ABIOVE. **Associação Brasileira da Indústria de Óleos Vegetais**. Disponível em:<<http://www.abiove.com.br> > Acesso em dez. 2005

BRASIL. BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Câmbio e capitais estrangeiros. Taxa de câmbio. Cotações e boletins**. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?TXCOTACAO/> >. Acesso em dez. 2005.

BRASIL. CONAB. **Companhia Nacional de Abastecimento**.. Disponível em: <<http://www.conab.gov.br> > Acesso em dez. 2005

BRASIL. IBGE. **Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br>> Acesso em out. 2005

BRASIL. MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR. Exportação 1996-2004. In: BRASIL. **Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Secretaria de Comércio Exterior. ALICE-Web**. Disponível em: <<http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/>>. Acesso em dez. 2005.

CAMPA, J. M. **Exchange rates and trade: How important is hysteresis in trade?** European Economic Review , Oxford: Blackwell publishing , n. 48 (3), p. 527-548, jun. 2004.

CARVALHO, B. S. **Efeitos da política de minidesvalorizações cambiais sobre as exportações agrícolas no Nordeste**. Fortaleza - CE, 1991, 91p. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal do Ceará - UFC.

CARVALHO, A. e NEGRI, J. A.. **Estimação de equações de importação e exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1977 / 1998)**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000, 32 pg. (Texto para discussão n. 698).

CARVALHO, M. A., SILVA, C. R. L e GHILARDI, A. A. . **Competitividade da soja e geração de divisas**. Revista de Economia e Agronegócio. Viçosa, MG – UFV, vol. 3 (3), p. 301-321, jul-ago-set. 2005

CASTRO, A. M. G. de; **Análise diagnóstica de cadeias produtivas**. Florianópolis: UFSC-LED; SENAR-PR, 2000, 79 p. Apostila, Módulo 2: cadeias produtivas.

CHIODI, L.; JÚNIOR, E. A G.; MARQUES, P. V.; FILHO, J.G.M.. **Análise da efetividade de Hedging com os contratos futuros da soja na BM&F e CBOT**. Anais do XLIII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural – SOBER. Ribeirão Preto – SP. Brasil. 2005 .

CHO, G., SHELDON I. M. and MCCORRISTON. **Exchange Rate Uncertainty and Agricultural Trade**. American Journal of Agricultural Economics , USA: Elsevier, n. 84 (4), p. 931-942, nov. 2002.

COELHO, C.N.. **A instabilidade nos preços e a renda na agricultura** . Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano II (1), p. 20-21, jan. 1993

_____. **As exportações agrícolas numa estratégia de comércio exterior**. Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VI (3), p. 6-27, jul. 1997.

_____. **Uma agenda política agrícola para os próximos anos**. Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VIII (3), p. 28-32, jul. 1998

_____. **O risco cambial e a soberania nacional** O. Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VII (1), p 30-35. , jan-fev-mar. 1999.

_____. **70 anos da política agrícola no Brasil (1931 – 2001)**. Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano X (3), p 3-58. , jul-ago-set. 2001.

COLSERA, L. L.. **A Organização Mundial do Comércio (OMC) e o acordo agrícola** . Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VII (3), p. 45-49, jul. 1998

COSTA, M.H.. **Modelo de simulação de choques externos e internos para o mercado brasileiro e de exportação do complexo soja**. Viçosa - MG, 1990, 90 p. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Viçosa – UFV.

COSTA, E. F. . **Brazil's New Floating Exchange Rate Regime and Competitiveness in the World Poultry Market**. Journal of Agricultural and Applied Economics 33 (2): 367-375. 2001

ELLSWORTH, P. T.. **Economia Internacional**. 1ª. Ed. São Paulo, Editora Atlas, 1972, 555 p.

ESPÍRITO SANTO, B.R.. **Perspectivas da balança comercial agrícola. indústria** . Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VI (3), p. 47-48, jul. 1997

FAO. Agriculture: agricultural production: crops primary. In: **FAO. FAOSTAT: Fao statistical databases**. Disponível em: <<http://apps.fao.org/page/collections?subset=agriculture>> Acesso em dez. 2005

FERNANDES, A.B.. **Aproveitando as oportunidades ou como obter um nova liderança exportadora através do agronegócio**. Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VII (2), p. 63-66, abr. 1998

FERREIRA, A.V. **Indicadores de competitividade das exportações agroindustriais brasileiras, 1980-1995**. Viçosa - MG, 1998, 114 p. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Viçosa – UFV.

FERREIRA, L. R. , SILVA, C. A G. , ARAÚJO, P. F. C, SÉVILLA, J. **A mudança do regime cambial brasileiro e o seu impacto sobre a balança comercial**. Revista de Economia e Agronegócio, MG: Universidade Federal de Viçosa, n. 4 (2), p. 123-151, abr/jun. 2006.

FILHO, D.S.B. **Examinando os modelos de regressões (I). Caderno Brasileiro de Avaliações e Perícias**. Porto Alegre: IBAPE, ano III (35), p. 350-353, mai. 1992.

FILHO, A.B.. **A crise cambial e a agricultura brasileira**. Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VII (1), p 40-44, jan-fev-mar. 1999.

FMI. World Economic Outlook 2004 II. In: **FMI: publications**. Disponível em: < <http://www.imf.org/external/pubind.htm> > Acesso em jul. 2005

GENÇAY, R. BALLOCHI, G., DACOROGNA, M. , OLSEN, R. and PICTET, O.. **Real-Time Trading Models and the Statistical Properties of Foreign Exchange Rates**. International Economic Review , USA: Elsevier, n. 43 (2), p. 463-491, mai. 2002.

GREGORY, D.. **Panorama do Comércio Exterior Brasileiro 1**: curso de MBA de comércio exterior, câmbio e negociações internacionais da FGV, 16 de ago. a 01 de set de 2004. Notas de Aula

GRIECO, F. A.. **O Brasil e a economia internacional**. 2ª ed. São Paulo, Editora Aduaneiras, 1994, 269 p.

GUIDOLIN, B.. **Economia e comércio internacional ao alcance de todos**. 1ª ed., São Paulo, Editora Aduaneiras, 1991, 222 p.

GUIMARÃES, M.F. . **Perspectivas para o setor agrícola da União Européia na próxima década** . Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VII (3), p. 3-5, jul. 1998

GUJARATI, D. **Basic Econometrics**, 3ª ed. Ed. McGraw Hill, 1995, 195 p.

HALLETTA, A. H. and RICHTERB, C.. **Estimating an equilibrium exchange rate for the dollar and other key currencies**. Economic Modelling , USA: Elsevier, n. 21 (6), p. 1117-1144, dez. 2004.

JÚNIOR, H.R.i e SILVA, C.A.T.. **Análise comparativa de risco do câmbio e das taxas de juros na crise cambial de 1999**. Brasília –DF, 2001, 124 p. Dissertação de Mestrado, Universidade de Brasília – UnB.

JÚNIOR, S.K . **Desempenho exportador brasileiro recente e taxa de câmbio real: uma análise setorial**. Revista Brasileira de Economia , RJ: Fundação Getúlio Vargas, n. 56 (3), p. 429-456, set. 2002.

KRUGMAN, P. R. e OBSTFELD, M.. **Economia internacional – Teoria e Política**. 4ª. ed São Paulo, ed. Pearson Education do Brasil, 1999, 809 p.

LANE, P. R. L. and FERRETTI, G.M.M. . **External wealth, the trade balance, and the real exchange rate**. European Economic Review , Oxford: Blackwell publishing , n. 46 (6), p. 1049-1071, jun. 2002.

LAZZARINI, S. G.; NUNES, R. **Competividade do sistema agroindustrial da soja**. V5., São Paulo, PENSA/USP, 2000.

MAIA, J.M.. **Economia internacional e comércio exterior**. 4ª ed. São Paulo, Editora Atlas, 1998, 492 p.

MAIA, S.F.. **Efeitos da taxa de câmbio e taxas de juros sobre as exportações agrícolas brasileiras de 1980 até 1996: uma abordagem de auto-regressão vetorial**. Recife - PE, 2000, 348 p. Tese de doutorado, Universidade Federal de Pernambuco– UFP

MARQUES, M.C.. **Evolução e perspectivas da política comercial agrícola.** Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano III (4), 8-10, out. 1994.

MARQUES, M.C. e NOGUEIRA, J. M.. **Fruticultura: possibilidade de expansão e entraves no comércio internacional.** Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano IX (3), 24-39, jul. 2000.

MINER, W. E ZEEUW, A.. **A agricultura brasileira e as futuras negociações na OMC.** Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VII (2), p. 41-62, abr. 1998.

MORAES, M.. **Prêmio de exportação da soja brasileira.** Piracicaba - SP, 2003, 90 p. Dissertação de Mestrado, Universidade de São Paulo / Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz – USP/ESALQ.

MUNIZ, P. M. C. **Regime Cambial Brasileiro** : curso de câmbio II do MBA comércio exterior, câmbio e negociações internacionais da FGV, 7-23 de mar. de 2005. Notas de Aula.

NETTO, V.S.N. **Impactos do Mercosul na produção e comercialização do milho e da soja da região Centro-Oeste.** Viçosa - MG, 1995, 90 p. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Viçosa – UFV.

NEVES, M. F. **Sistema agroindustrial citrícola: um exemplo de quase integração do agribusiness brasileiro.** 1995, 130 p. Dissertação (Mestrado) – USP/FEA, São Paulo.

OMC. **Organização Mundial do Comércio.** Disponível em: <<http://www.wto.org>> Acesso em set. 2005

PEREIRA, S.R.. **A política de garantia dos preços mínimos e o complexo soja.** Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano II (3), p. 23-24, jul. 1993

PERNAMBUCO, G. J. R. . **Alimentos: sazonalidade dos preços e inflação.** Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano I (4), p. 9-11, out. 1992.

_____. **A situação do complexo soja.** Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VI (1), p. 19-23, jan. 1995

PORTER, M. E. . **Vantagem competitiva criando e sustentando um desempenho superior,** Rio de Janeiro, ed Campus, 1989

PORTER, M. E. . **The competitive advantage of nations.** 2ª. Ed, New York, ed. Macmilan, 1990, 855 p.

RATTI, B.. **Comércio internacional e câmbio.** 6ª ed. São Paulo, Editora Aduaneiras, 1987, 602 p.

ROESSING, A.C.; PAZINATO, J.P.; ROESSING, M. . **Influência da taxa de câmbio na variação da área de soja e renda do produtor.** Revista de Política Agrícola. Brasília: MAPA, ano XI (4), p. 37-43, out-nov-dez. 2002.

ROSADO, P.L., GOMES, M. F. M, FIGUEREDO, A.M.. **Comportamento dos preços nos mercados brasileiros de suínos, milho e soja.** Anais do XLIV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural – SOBER. FORTALEZA – CE. Brasil. 2006 .

ROSÁRIO, J.B.. **Competitividade de produtos “in natura” e processados do Brasil no comércio exterior.** Viçosa - MG, 2001, 114 p. Dissertação de Mestrado, Universidade Federal de Viçosa – UFV.

SCHMITZ, A.P., KAMMER, E. M. **Sistemas de produção e custos na produção de soja orgânica, convencional e transgênica.** Anais do XLIV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural – SOBER. FORTALEZA – CE. Brasil. 2006 .

SERCU, P. and UPPALL, R. . **Exchange rate volatility and international trade: A general-equilibrium analysis.** European Economic Review , Oxford: Blackwell publishing , n. 47 (3), p. 429-441, jun. 2003.

SEREIA, V. J., NOGUEIRA, J. M., CAMARA, M. R. G. da . **As exportações paranaenses e a competitividade do complexo agroindustrial.** Revista Paranaense de Desenvolvimento. Curitiba - PR, n. 103, p. 45-59, jul-dez. 2002.

SIQUEIRA, R e MOREIRA, A. R. B. . **Valor da opção de investimento (exportação) e volatilidade da taxa de câmbio.** Rio de Janeiro: IPEA, 2005, 32 pg. (Texto para discussão n. 1109).

SOUSA, R.A.P.. **As exportações agrícolas brasileiras para a China.** Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano XI (2), p. 55-58, abr-mai-jun. 2002

_____. **A promoção comercial como instrumento para aumentar as exportações do Brasil.** Revista de Política Agrícola. Brasília: MAPA, ano XIII (1), p. 86-90, jan-fev-mar. 2004

SOUZA, L. R. de. **Agroindústria da soja.** Relatório de consultoria a Sudam, 1997. (Mimeo.)

SUGAI, Y., FILHO, A. R. T., VIEIRA, R.C.M., OLIVEIRA, A.J.. **Projeção da demanda regional de grãos no Brasil 1996-2005.** Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VII (2), p. 28-40, abr. 1998

TAVARES, C. E. C. **Análise da competitividade da cadeia produtiva da soja em Mato Grosso.** Revista de Política Agrícola. Brasília: MAPA, ano XIV (3), p. 75-87, jul-ago-set. 2005

USDA. **United States Department of Agriculture**. Disponível em: <<http://www.faz.usda.gov>> Acesso em set. 2005

VEIGA, P.M. e IGLESIAS, R.. **Política de incentivo às exportações no Brasil entre 1964 e 2002: resenha de estudos selecionados**: Os dois ciclos da política de exportação: temas-chaves, atualidade e lições para o desenho e a implementação de políticas. Temas de economia internacional: Ministério da Fazenda - SAIN, p. 43-53, dez. 2003

VICTORIANO, B. A. D. e GARCIA, Carla C. . **Produzindo monografia**. 4^a ed. São Paulo, Editora Publisher Brasil, 1996, 60 p.

VIEIRA, R.C.; FILHO, A.R.; OLIVEIRA, A.J. e LOPES, M.R.. **Cadeias produtivas no Brasil – Análise da competitividade** . Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano X (4), p. 7-15, out-nov-dez. 2001

ZILBERSZTAJN, D. **Estruturas de governança e coordenação do agribusiness: uma aplicação da nova economia das instituições**. 1995, Tese (livre docência) – USP/FEA, São Paulo.

ZILBERSZTAJN, D. **Economia e gestão dos negócios agroalimentares**. 1^a ed. São Paulo, Editora Pioneira, 2000, 347 p.

WARNKEN, P.. **Política e programas – o setor da soja no Brasil**. Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano VIII (2), p. 18-34, abr-mai-jun. 1999

_____. **O futuro da soja no Brasil**. Revista de Política Agrícola. Brasília: CONAB, ano IX (2), p. 54-65, abr-mai-jun. 2000

WONG, K.P.. **Export Flexibility And Currency Hedging**. International Economic Review , USA: Elsevier, n. 44 (4), p. 1295-1313, nov. 2003.

8. ANEXOS

ANEXO A – CÁLCULOS ESTATÍSTICOS

Cálculos A.1 - Análise de Variância do Modelo: taxa cambial (X1) e quantidade exportada de soja em grãos (Y)

RESUMO DOS RESULTADOS

<i>Estatística de regressão</i>	
R múltiplo	0,441887216
R-Quadrado	0,195264311
R-quadrado ajustado	0,186517184
Erro padrão	742,5461656
Observações	94

ANOVA

	<i>gl</i>	<i>SQ</i>	<i>MQ</i>	<i>F</i>	<i>F de significação</i>
Regressão	1	12308478,16	12308478,16	22,32325087	8,2465E-06
Resíduo	92	50726482,34	551374,8081		
Total	93	63034960,5			

	<i>Coeficientes</i>	<i>Erro padrão</i>	<i>Stat t</i>	<i>valor-P</i>	<i>95% inferiores</i>	
Interseção	140,285368	226,0253812	0,620662013	0,536356602	-308,620549	
Variável X	467,2272405	98,88933022	4,724748762	8,2465E-06	270,8244948	
			<i>95% superiores</i>	<i>Inferior 95,0%</i>	<i>Superior 95,0%</i>	
			Interseção	589,191285	-308,620549	589,191285
			Variável X	663,6299863	270,8244948	663,6299863

Elaboração do autor

Cálculos A.2 - Análise de Variância do Modelo: taxa juros (X2) e quantidade exportada de soja em grãos (Y)

RESUMO DOS RESULTADOS

Estatística de regressão	
R múltiplo	0,292286047
R-Quadrado	0,085431133
R-quadrado ajustado	0,075490167
Erro padrão	791,5986329
Observações	94

ANOVA					
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	5385148,113	5385148,113	8,593846291	0,004255056
Resíduo	92	57649812,39	626628,3956		
Total	93	63034960,5			

	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	
Interseção	2099,948389	335,820024	6,253195877	1,24577E-08	1432,980834	
Variável X	-586,4946722	200,064614	-2,931526273	0,004255056	-983,8402647	
			95% superiores	Inferior 95,0%	Superior 95,0%	
			Interseção	2766,915944	1432,980834	2766,915944
			Variável X	-189,1490798	-983,8402647	-189,1490798

Elaboração do autor

Cálculos A.3 - Análise de Variância do Modelo: inflação (X3) e quantidade exportada de soja em grãos (Y)

RESUMO DOS RESULTADOS

Estatística de regressão	
R múltiplo	0,026452541
R-Quadrado	0,000699737
R-quadrado ajustado	-0,010162222
Erro padrão	827,4558481
Observações	94

ANOVA					
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	44107,89073	44107,89073	0,064420877	0,80020665
Resíduo	92	62990852,61	684683,1806		
Total	93	63034960,5			

	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	
Interseção	1115,770912	143,4097788	7,780298672	1,02869E-11	830,9467121	
Variável X	49,99406016	196,9722715	0,25381268	0,80020665	-341,2098732	
			95% superiores	Inferior 95,0%	Superior 95,0%	
			Interseção	1400,595111	830,9467121	1400,595111
			Variável X	441,1979935	-341,2098732	441,1979935

Elaboração do autor

Cálculos A.4 - Análise de Variância do Modelo: valor unit. (X4) e quantidade exportada de soja em grãos (Y)

RESUMO DOS RESULTADOS

Estatística de regressão	
R múltiplo	0,084519856
R-Quadrado	0,007143606
R-quadrado ajustado	-0,003648311
Erro padrão	824,7836579
Observações	94

ANOVA

	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	450296,9308	450296,9308	0,661940406	0,417976455
Resíduo	92	62584663,57	680268,0823		
Total	93	63034960,5			

	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	
Interseção	1471,195621	409,8285332	3,589783291	0,000533237	657,2407784	
Variável X	-1,469674782	1,806391147	-0,813597201	0,417976455	-5,057323524	
			95% superiores	Inferior 95,0%	Superior 95,0%	
			Interseção	2285,150463	657,2407784	2285,150463
			Variável X	2,11797396	-5,057323524	2,11797396

Elaboração do autor

Cálculos A.5 - Análise de Variância do Modelo: esmagamento soja (X5) e quantidade exportada de soja em grãos (Y)

RESUMO DOS RESULTADOS

Estatística de regressão	
R múltiplo	0,874095893
R-Quadrado	0,764043631
R-quadrado ajustado	0,761478888
Erro padrão	402,0801944
Observações	94

ANOVA

	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	48161460,09	48161460,09	297,9025923	1,33706E-30
Resíduo	92	14873500,41	161668,4827		
Total	93	63034960,5			

	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	
Interseção	-1719,579947	171,0719784	-10,05179202	1,77807E-16	-2059,343663	
Variável X	1,471647035	0,08526416	17,25985493	1,33706E-30	1,302305053	
			95% superiores	Inferior 95,0%	Superior 95,0%	
			Interseção	-1379,816232	-2059,343663	-1379,816232
			Variável X	1,640989017	1,302305053	1,640989017

Elaboração do autor

Cálculos A.6 - Análise de Variância do Modelo: preço internacional da soja (X6) e quantidade exportada de soja em grãos (Y)

RESUMO DOS RESULTADOS

Estatística de regressão	
R múltiplo	0,167858042
R-Quadrado	0,028176322
R-quadrado ajustado	0,017613021
Erro padrão	816,0007669
Observações	94

ANOVA

	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	1	1776093,353	1776093,353	2,667378553	0,10584253
Resíduo	92	61258867,15	665857,2516		
Total	93	63034960,5			

	Coeficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	
Interseção	543,9878077	377,5096844	1,440990338	0,152982351	-205,7790112	
Variável X	2,790689188	1,708713073	1,633211117	0,10584253	-0,602962468	
			95% superiores	Inferior 95,0%	Superior 95,0%	
			Interseção	1293,754627	-205,7790112	1293,754627
			Variável X	6,184340844	-0,602962468	6,184340844

Elaboração do autor

ANEXO B – TABELAS AUXILIARES

Tabela B.1 - Variáveis que podem influenciar as exportações da soja em grãos de 1997 a 2004 (médias móveis trimestrais)

Ano	Mês	Volume Exp. (Y) mil ton.	Tx cambial (X1) R\$ / US\$	Tx. Juros (X2) %	Inflação (X3) %	Vr. Unit. (X4) US\$ / ton.	Esmagam. (X5) mil ton.	Pr. Internac. (X6) US\$ / ton.
1.997	Fev	158	1,05	1,68	0,73	284	1.116	285
1.997	Mar	650	1,06	1,65	0,63	286	1.647	300
1.997	Abr	1.176	1,06	1,62	0,60	289	2.151	313
1.997	Mai	1.449	1,07	1,61	0,61	293	2.352	313
1.997	Jun	1.485	1,07	1,59	0,39	295	2.344	298
1.997	Jul	1.270	1,08	1,59	0,25	295	2.202	273
1.997	Ago	956	1,09	1,59	0,09	297	1.909	256
1.997	Set	461	1,09	1,61	0,09	298	1.547	250
1.997	Out	144	1,10	2,08	0,15	281	1.166	258
1.997	Nov	34	1,11	2,53	0,28	330	918	258
1.997	Dez	1	1,11	2,86	0,44	358	777	256
1.998	Jan	7	1,12	2,57	0,53	361	788	250
1.998	Fev	136	1,13	2,32	0,50	295	1.105	245
1.998	Mar	748	1,13	1,99	0,35	247	1.646	241
1.998	Abr	1.370	1,14	1,83	0,36	241	2.179	237
1.998	Mai	1.730	1,15	1,64	0,25	237	2.439	234
1.998	Jun	1.505	1,15	1,64	0,13	235	2.480	233
1.998	Jul	1.168	1,16	1,59	-0,20	232	2.390	222
1.998	Ago	995	1,17	1,88	-0,28	230	2.186	209
1.998	Set	739	1,18	2,30	-0,24	226	1.977	199
1.998	Out	497	1,19	2,67	-0,11	222	1.754	201
1.998	Nov	202	1,20	2,63	0,08	216	1.560	205
1.998	Dez	85	1,30	2,38	0,30	220	1.175	203
1.999	Jan	81	1,54	2,30	0,69	214	949	193
1.999	Fev	218	1,77	2,60	0,95	204	1.114	183
1.999	Mar	728	1,83	2,64	0,90	188	1.670	177
1.999	Abr	1.285	1,76	2,51	0,65	181	2.200	175
1.999	Mai	1.600	1,71	1,96	0,35	179	2.345	173
1.999	Jun	1.496	1,75	1,74	0,53	177	2.255	167
1.999	Jul	1.149	1,82	1,60	0,61	174	2.134	167
1.999	Ago	910	1,86	1,55	0,65	175	2.038	170
1.999	Set	597	1,92	1,46	0,69	177	1.983	177
1.999	Out	401	1,93	1,40	0,82	180	1.869	177
1.999	Nov	205	1,91	1,44	0,91	180	1.661	173
1.999	Dez	110	1,86	1,46	0,72	174	1.308	174
2.000	Jan	69	1,81	1,49	0,45	177	1.058	179
2.000	Fev	219	1,77	1,44	0,32	180	1.242	186
2.000	Mar	743	1,76	1,39	0,26	188	1.760	191
2.000	Abr	1.313	1,78	1,40	0,22	188	2.210	196
2.000	Mai	1.722	1,80	1,39	0,22	191	2.287	195
2.000	Jun	1.804	1,81	1,39	0,62	191	2.164	186
2.000	Jul	1.884	1,81	1,36	1,05	191	1.968	175
2.000	Ago	1.551	1,82	1,31	1,05	189	1.838	173
2.000	Set	1.134	1,84	1,30	0,56	189	1.750	174
2.000	Out	573	1,89	1,24	0,23	189	1.731	177
2.000	Nov	347	1,93	1,23	0,35	188	1.693	179
2.000	Dez	246	1,96	1,22	0,49	191	1.519	180

Fontes: Banco Central do Brasil, IBGE, ABIOVE, MDIC / SECEX, Bolsa Mercadorias de Chicago (2005)

Tabela B.1 - Variáveis que podem influenciar as exportações da soja em grãos de 1997 a 2004 (médias móveis trimestrais) - continuação

Ano	Mês	VOLUME Tx cambial Tx. Juros Inflação Vr. Unit. Esmagam. Pr. Internac.	Exp. (Y)	(X1)	(X2)	(X3)	(X4)	(X5)	(X6)
			mil ton.	R\$ / US\$	%	%	US\$ / ton.	mil ton.	US\$ / ton.
2.001	Jan		168	1,97	1,15	0,54	199	1.369	176
2.001	Fev		430	2,02	1,17	0,47	196	1.474	169
2.001	Mar		996	2,09	1,15	0,47	187	1.826	164
2.001	Abr		1.812	2,19	1,25	0,46	171	2.176	161
2.001	Mai		2.395	2,29	1,26	0,50	166	2.262	163
2.001	Jun		2.382	2,38	1,37	0,75	167	2.244	172
2.001	Jul		2.367	2,45	1,46	0,85	172	2.196	180
2.001	Ago		1.984	2,55	1,47	0,77	179	2.151	180
2.001	Set		1.609	2,64	1,48	0,60	185	2.108	172
2.001	Out		841	2,65	1,41	0,61	188	1.997	165
2.001	Nov		416	2,55	1,44	0,73	187	1.814	161
2.001	Dez		187	2,43	1,44	0,63	185	1.414	161
2.002	Jan		150	2,39	1,39	0,51	181	1.271	160
2.002	Fev		292	2,38	1,38	0,49	177	1.485	163
2.002	Mar		813	2,36	1,37	0,59	172	1.977	167
2.002	Abr		1.207	2,38	1,42	0,54	171	2.325	172
2.002	Mai		1.409	2,50	1,40	0,48	171	2.451	178
2.002	Jun		1.708	2,71	1,41	0,61	176	2.534	190
2.002	Jul		1.854	2,92	1,43	0,75	185	2.561	201
2.002	Ago		2.718	3,13	1,45	0,85	194	2.481	209
2.002	Set		2.411	3,42	1,49	0,86	202	2.429	206
2.002	Out		2.001	3,57	1,52	1,68	207	2.316	206
2.002	Nov		904	3,67	1,63	2,14	212	2.170	206
2.002	Dez		425	3,55	1,74	2,46	211	1.674	209
2.003	Jan		331	3,55	1,84	1,97	213	1.379	209
2.003	Fev		581	3,49	1,86	1,68	210	1.556	209
2.003	Mar		1.463	3,39	1,83	1,26	209	2.088	214
2.003	Abr		2.493	3,17	1,87	0,94	207	2.564	221
2.003	Mai		2.892	2,99	1,89	0,48	208	2.655	228
2.003	Jun		2.542	2,91	1,96	0,22	214	2.699	226
2.003	Jul		2.275	2,92	1,90	0,13	217	2.703	217
2.003	Ago		2.165	2,94	1,84	0,44	218	2.675	218
2.003	Set		2.256	2,93	1,69	0,47	221	2.614	236
2.003	Out		1.606	2,90	1,55	0,47	231	2.456	260
2.003	Nov		991	2,90	1,45	0,38	245	2.263	277
2.003	Dez		400	2,90	1,32	0,54	265	1.865	288
2.004	Jan		377	2,90	1,24	0,63	275	1.608	299
2.004	Fev		792	2,90	1,24	0,61	285	1.685	325
2.004	Mar		1.347	2,92	1,21	0,48	284	2.080	346
2.004	Abr		2.085	2,97	1,25	0,45	282	2.425	357
2.004	Mai		2.795	3,05	1,20	0,53	281	2.541	344
2.004	Jun		2.921	3,09	1,24	0,71	281	2.572	320
2.004	Jul		2.700	3,06	1,26	0,77	286	2.525	280
2.004	Ago		2.226	2,98	1,27	0,64	286	2.436	242
2.004	Set		1.736	2,91	1,25	0,49	277	2.271	209
2.004	Out		1.229	2,84	1,23	0,49	260	2.108	199
2.004	Nov		599	2,79	1,31	0,66	246	1.945	196

Fontes: Banco Central do Brasil, IBGE, ABIOVE, MDIC / SECEX, Bolsa Mercadoria de Chicago (2005)

Tabela B.2 - Distribuição F de Fischer-Snedecor com significância de 5%

No. de graus de graus liberdade do denominador	No. de graus de liberdade do numerador		
	1	2	3
1	161,00	20,00	216,00
2	18,50	19,00	19,20
3	10,10	9,55	9,28
4	7,71	6,94	6,59
5	6,61	5,79	5,41
6	5,99	5,14	4,76
7	5,59	4,74	4,35
8	5,32	4,46	4,07
9	5,12	4,26	3,86
10	4,69	4,10	3,71
11	4,84	3,98	3,59
12	4,75	3,89	3,49
13	4,67	3,81	3,41
14	4,60	3,74	3,34
15	4,54	3,68	3,29
16	4,49	3,63	3,24
17	4,45	3,59	3,20
18	4,41	3,55	3,16
19	4,38	3,52	3,13
20	4,35	3,49	3,10
21	4,32	3,47	3,07
22	4,30	3,44	3,05
23	4,28	3,42	3,03
24	4,26	3,40	3,01
25	4,24	3,39	2,99
26	4,23	3,37	2,98
27	4,21	3,35	2,96
28	4,20	3,34	2,95
29	4,18	3,33	2,93
30	4,17	3,32	2,92
40	4,08	3,23	2,84
60	4,00	3,15	2,76
120	3,92	3,07	2,68

Fonte: Barbetta (2002)

Obs: Interpolações foram feitas com base nos recíprocos graus de liberdades (interpolação harmônica).

Tabela B.3 - Distribuição T de Student

No. de graus de graus liberdade	Nível de significância para o teste bilateral		
	10%	5%	1%
1	6,314	12,706	63,657
2	2,920	4,303	9,925
3	2,353	3,182	5,841
4	2,132	2,776	4,604
5	2,015	2,571	4,032
6	1,943	2,447	3,707
7	1,895	2,365	3,499
8	1,860	2,306	3,355
9	1,833	2,262	3,250
10	1,812	2,228	3,169
11	1,796	2,201	3,106
12	1,782	2,179	3,055
13	1,771	2,160	3,012
14	1,761	2,145	2,977
15	1,753	2,131	2,947
16	1,746	2,120	2,921
17	1,740	2,110	2,898
18	1,734	2,101	2,878
19	1,729	2,093	2,861
20	1,725	2,086	2,845
21	1,721	2,080	2,831
22	1,717	2,074	2,819
23	1,714	2,069	2,807
24	1,711	2,064	2,797
25	1,708	2,060	2,787
26	1,706	2,056	2,779
27	1,703	2,052	2,771
28	1,701	2,048	2,763
29	1,699	2,045	2,756
30	1,697	2,042	2,750
40	1,684	2,021	2,704
60	1,671	2,000	2,660
120	1,658	1,980	2,617

Fonte: Barbetta (2002)

Obs: Interpolações foram feitas com base nos recíprocos graus de liberdades (interpolação harmônica).

Tabela B.4 - Limites de Durbin Watson com significância de 5%

n = número de elementos da amostra	k = 2 = número de regressores das variáveis independentes	
	DL	DU
6	-----	-----
7	0,467	1,896
8	0,559	1,777
9	0,629	1,699
10	0,697	1,641
11	0,758	1,604
12	0,812	1,579
13	0,861	1,562
14	0,905	1,551
15	0,946	1,543
16	0,982	1,539
17	1,015	1,536
18	1,046	1,535
19	1,074	1,536
20	1,100	1,537
21	1,125	1,538
22	1,147	1,541
23	1,168	1,543
24	1,188	1,546
25	1,206	1,550
26	1,224	1,553
27	1,240	1,556
28	1,255	1,560
29	1,270	1,563
30	1,284	1,567
90	1,612	1,703
95	1,623	1,709
100	1,634	1,715

Fonte: Gujarati (1995)

Obs: Interpolações foram feitas com base nos recíprocos graus de liberdades (interpolação harmônica).

Tabela B.5 - Resíduos da taxa cambial de 1997 a 2004

Dado	Valor observado	Valor Calculado	Resíduo	Resíduo relativo	Resíduo / DP
fev/97	1,05	3.267,17	-3.266,12	-311.059,44	-1,69
mar/97	1,06	23,48	-22,42	-2.115,48	-0,65
abr/97	1,06	0,64	0,41	39,01	0,1
mai/97	1,07	0,38	0,68	64,04	0,21
jun/97	1,07	0,56	0,5	47,43	0,13
jul/97	1,08	0,70	0,37	34,68	0,08
ago/97	1,09	4,40	-3,31	-304,58	-0,29
set/97	1,09	8,40	-7,31	-670,66	-0,42
out/97	1,10	72,54	-71,44	-6.495,34	-0,88
nov/97	1,11	118,49	-117,38	-10.574,93	-0,98
dez/97	1,11	0,00	1,1	99,99	4,34
jan/98	1,12	0,98	0,13	11,96	0,02
fev/98	1,13	1.155,17	-1.154,04	-102.127,79	-1,45
mar/98	1,13	116,53	-115,4	-10.212,41	-0,97
abr/98	1,14	2,33	-1,19	-104,49	-0,15
mai/98	1,15	0,94	0,2	18,02	0,04
jun/98	1,15	0,12	1,02	89,45	0,47
jul/98	1,16	0,02	1,13	98,18	0,84
ago/98	1,17	0,05	1,11	95,04	0,63
set/98	1,18	0,06	1,11	94,31	0,6
out/98	1,19	0,08	1,1	93,24	0,56
nov/98	1,20	0,00	1,19	99,95	1,61
dez/98	1,30	0,12	1,17	90,6	0,49
jan/99	1,54	154.881,45	-154.879,91	-10.057.137,07	-2,42
fev/99	1,77	135.725,95	-135.724,18	-7.668.033,17	-2,36
mar/99	1,83	45,85	-44,02	-2.405,73	-0,67
abr/99	1,76	0,82	0,93	52,89	0,15
mai/99	1,71	1,28	0,42	25,05	0,06
jun/99	1,75	2,05	-0,3	-17,36	-0,03
jul/99	1,82	0,65	1,16	64,26	0,21
ago/99	1,86	0,23	1,62	87,47	0,43
set/99	1,92	0,00	1,91	99,71	1,23
out/99	1,93	0,00	1,92	99,97	1,7
nov/99	1,91	0,00	1,9	99,99	2,27
dez/99	1,86	0,00	1,85	99,76	1,27
jan/00	1,81	10,33	-8,52	-470,75	-0,36
fev/00	1,77	182,83	-181,06	-10.229,44	-0,97
mar/00	1,76	6,35	-4,59	-261,17	-0,26
abr/00	1,78	0,91	0,86	48,84	0,14
mai/00	1,80	6,36	-4,56	-253,71	-0,26
jun/00	1,81	64,22	-62,41	-3.448,52	-0,75
jul/00	1,81	2.872,48	-2.870,67	-158.600,91	-1,54
ago/00	1,82	4.310,96	-4.309,14	-236.765,96	-1,63
set/00	1,84	921,60	-919,76	-49.987,02	-1,3
out/00	1,89	0,68	1,2	63,79	0,21
nov/00	1,93	0,00	1,92	99,67	1,2
dez/00	1,96	0,01	1,94	99,11	0,99

Fonte: Sisren Windows 1.50 (2005)

Tabela B.5 - Resíduos da taxa cambial de 1997 a 2004 (continuação)

Dado	Valor observado	Valor Calculado	Resíduo	Resíduo relativo	Resíduo / DP
jan/01	1,97	0,04	1,92	97,81	0,8
fev/01	2,02	38,56	-36,54	-1.809,34	-0,62
mar/01	2,09	38,78	-36,69	-1.755,83	-0,61
abr/01	2,19	56,18	-53,99	-2.465,36	-0,68
mai/01	2,29	364,91	-362,62	-15.835,14	-1,06
jun/01	2,38	443,16	-440,78	-18.520,36	-1,09
jul/01	2,45	832,49	-830,04	-33.879,39	-1,22
ago/01	2,55	228,24	-225,69	-8.850,65	-0,94
set/01	2,64	43,08	-40,44	-1.531,97	-0,58
out/01	2,65	0,19	2,45	92,5	0,54
nov/01	2,55	0,00	2,54	99,88	1,43
dez/01	2,43	0,02	2,4	98,89	0,94
jan/02	2,39	0,69	1,69	70,78	0,25
fev/02	2,38	0,34	2,03	85,30	0,4
mar/02	2,36	0,19	2,16	91,7	0,52
abr/02	2,38	0,07	2,3	97,03	0,73
mai/02	2,50	0,08	2,41	96,73	0,71
jun/02	2,71	0,27	2,43	90,03	0,48
jul/02	2,92	0,50	2,41	82,8	0,37
ago/02	3,13	90,83	-87,7	-2.802,04	-0,7
set/02	3,42	44,07	-40,65	-1.188,71	-0,53
out/02	3,57	23,13	-19,56	-548,01	-0,39
nov/02	3,67	0,02	3,64	99,31	1,04
dez/02	3,55	0,09	3,45	97,21	0,75
jan/03	3,55	59,28	-55,73	-1.570,08	-0,59
fev/03	3,49	85,98	-82,49	-2.363,88	-0,67
mar/03	3,39	20,55	-17,16	-506,45	-0,37
abr/03	3,17	13,46	-10,29	-324,84	-0,3
mai/03	2,99	27,19	-24,2	-809,6	-0,46
jun/03	2,91	4,11	-1,2	-41,31	-0,07
jul/03	2,92	1,13	1,78	61,01	0,19
ago/03	2,94	0,86	2,07	70,64	0,25
set/03	2,93	2,56	0,36	12,4	0,02
out/03	2,9	0,33	2,56	88,49	0,45
nov/03	2,9	0,01	2,88	99,37	1,06
dez/03	2,9	0	2,89	99,97	1,77
jan/04	2,9	0,15	2,74	94,81	0,62
fev/04	2,9	80,38	-77,48	-2.671,95	-0,69
mar/04	2,92	9,29	-6,37	-218,25	-0,24
abr/04	2,97	9,07	-6,1	-205,45	-0,23
mai/04	3,05	62,62	-59,57	-1.953,19	-0,63
jun/04	3,09	72,98	-69,89	-2.261,86	-0,66
jul/04	3,06	50,84	-47,78	-1.561,59	-0,59
ago/04	2,98	16,52	-13,54	-454,67	-0,36
set/04	2,91	8,7	-5,79	-199,1	-0,23
out/04	2,84	2,09	0,74	26,12	0,06
nov/04	2,79	0,01	2,77	99,58	1,15

Fonte: Sisren Windows 1.50 (2005)

Tabela B.6 -Resíduos do esmagamento da soja grãos no Brasil (1997-2004)

Dado	Valor observado	Valor Calculado	Resíduo	Resíduo relativo	Resíduo / DP
fev/97	1.116	1.274,93	-158,93	-14,24	1,69
mar/97	1.647	1.772,61	-125,61	-7,62	0,65
abr/97	2.151	2.119,68	31,31	1,45	-0,1
mai/97	2.352	2.275,95	76,04	3,23	-0,21
jun/97	2.344	2.295,93	48,06	2,05	-0,13
jul/97	2.202	2.173,68	28,31	1,28	-0,08
ago/97	1.909	1.982,46	-73,46	-3,84	0,29
set/97	1.547	1.617,98	-70,98	-4,58	0,42
out/97	1.166	1.250,85	-84,85	-7,27	0,88
nov/97	918	976,12	-58,12	-6,33	0,98
dez/97	777	635,38	141,61	18,22	-4,34
jan/98	788	786,90	1,09	0,13	-0,02
fev/98	1.105	1.236,50	-131,5	-11,9	1,45
mar/98	1.646	1.841,12	-195,12	-11,85	0,97
abr/98	2.179	2.227,21	-48,21	-2,21	0,15
mai/98	2.439	2.422,69	16,3	0,66	-0,04
jun/98	2.480	2.301,65	178,34	7,19	-0,47
jul/98	2.390	2.109,33	280,66	11,74	-0,84
ago/98	2.186	2.003,29	182,7	8,35	-0,63
set/98	1.977	1.832,72	144,27	7,29	-0,6
out/98	1.754	1.645,93	108,06	6,16	-0,56
nov/98	1.560	1.337,01	222,98	14,29	-1,61
dez/98	1.175	1.131,34	43,65	3,71	-0,49
jan/99	949	1.118,86	-169,86	-17,89	2,42
fev/99	1.114	1.348,69	-234,69	-21,06	2,36
mar/99	1.670	1.804,84	-134,84	-8,07	0,67
abr/99	2.200	2.150,53	49,46	2,24	-0,15
mai/99	2.345	2.323,18	21,81	0,93	-0,06
jun/99	2.255	2.266,36	-11,36	-0,5	0,03
jul/99	2.134	2.070,84	63,15	2,95	-0,21
ago/99	2.038	1.924,82	113,17	5,55	-0,43
set/99	1.983	1.707,53	275,46	13,89	-1,23
out/99	1.869	1.543,90	325,09	17,39	-1,7
nov/99	1.661	1.329,62	331,37	19,95	-2,27
dez/99	1.308	1.178,25	129,74	9,91	-1,27
jan/00	1.058	1.085,78	-27,78	-2,62	0,36
fev/00	1.242	1.349,99	-107,99	-8,69	0,97
mar/00	1.760	1.817,03	-57,03	-3,24	0,26
abr/00	2.210	2.165,44	44,55	2,01	-0,14
mai/00	2.287	2.382,60	-95,6	-4,18	0,26
jun/00	2.164	2.424,02	-260,02	-12,01	0,75
jul/00	1.968	2.464,40	-496,4	-25,22	1,54
ago/00	1.838	2.292,76	-454,76	-24,74	1,63
set/00	1.750	2.061,45	-311,45	-17,79	1,3
out/00	1.731	1.689,72	41,27	2,38	-0,21
nov/00	1.693	1.491,99	201	11,87	-1,2
dez/00	1.519	1.381,12	137,87	9,07	-0,99

Fonte: Sisren Windows 1.50 (2005)

Tabela B.6 -Resíduos do esmagamento da soja grãos no Brasil (1997-2004)
(continuação)

Dado	Valor observado	Valor Calculado	Resíduo	Resíduo relativo	Resíduo / DP
jan/01	1.369	1.276,27	92,72	6,77	-0,8
fev/01	1.474	1.568,71	-94,71	-6,42	0,62
mar/01	1.826	1.972,08	-146,08	-8	0,61
abr/01	2.176	2.412,57	-236,57	-10,87	0,68
mai/01	2.262	2.690,65	-428,65	-18,95	1,06
jun/01	2.244	2.680,67	-436,67	-19,45	1,09
jul/01	2.196	2.670,74	-474,74	-21,61	1,22
ago/01	2.151	2.484,58	-333,58	-15,5	0,94
set/01	2.108	2.295,67	-187,67	-8,9	0,58
out/01	1.997	1.863,14	133,85	6,7	-0,54
nov/01	1.814	1.548,33	265,66	14,64	-1,43
dez/01	1.414	1.299,11	114,88	8,12	-0,94
jan/02	1.271	1.243,97	27,02	2,12	-0,25
fev/02	1.485	1.428,49	56,5	3,8	-0,4
mar/02	1.977	1.850,50	126,49	6,39	-0,52
abr/02	2.325	2.087,90	237,09	10,19	-0,73
mai/02	2.451	2.195,27	255,72	10,43	-0,71
jun/02	2.534	2.343,77	190,22	7,5	-0,48
jul/02	2.561	2.410,09	150,9	5,89	-0,37
ago/02	2.481	2.806,72	-325,72	-13,12	0,7
set/02	2.429	2.658,23	-229,23	-9,43	0,53
out/02	2.316	2.464,11	-148,11	-6,39	0,39
nov/02	2.170	1.886,80	283,19	13,05	-1,04
dez/02	1.674	1.545,31	128,68	7,68	-0,75
jan/03	1.379	1.457,59	-78,59	-5,69	0,59
fev/03	1.556	1.671,76	-115,76	-7,43	0,67
mar/03	2.088	2.203,15	-115,15	-5,51	0,37
abr/03	2.564	2.703,24	-139,24	-5,43	0,3
mai/03	2.655	2.890,30	-235,3	-8,86	0,46
jun/03	2.699	2.734,44	-35,44	-1,31	0,07
jul/03	2.703	2.610,69	92,3	3,41	-0,19
ago/03	2.675	2.558,48	116,51	4,35	-0,25
set/03	2.614	2.601,49	12,5	0,47	-0,02
out/03	2.456	2.287,29	168,7	6,86	-0,45
nov/03	2.263	1.951,55	311,44	13,76	-1,06
dez/03	1.865	1.529,62	335,37	17,98	-1,77
jan/04	1.608	1.508,34	99,65	6,19	-0,62
fev/04	1.685	1.827,04	-142,04	-8,42	0,69
mar/04	2.080	2.151,96	-71,96	-3,45	0,24
abr/04	2.425	2.519,76	-94,76	-3,9	0,23
mai/04	2.541	2.844,34	-303,34	-11,93	0,63
jun/04	2.572	2.899,50	-327,5	-12,73	0,66
jul/04	2.525	2.801,05	-276,05	-10,93	0,59
ago/04	2.436	2.585,88	-149,88	-6,15	0,36
set/04	2.271	2.352,28	-81,28	-3,57	0,23
out/04	2.108	2.089,47	18,52	0,87	-0,06
nov/04	1.945	1.694,03	250,96	12,9	-1,15

Fonte: Sisren Windows 1.50 (2005)

Tabela B.7 - Resíduos da quantidade exportada de soja em grãos (1997-2004)

Data	Valor observado	Valor Calculado	Resíduo	Resíduo relativo	Resíduo / DP
fev/97	158,00	77,13	80,86	51,17	1,69
mar/97	650,00	493,13	156,86	24,13	0,65
abr/97	1.176,00	1.229,00	-53	-4,5	-0,1
mai/97	1.449,00	1.587,34	-138,34	-9,54	-0,21
jun/97	1.485,00	1.572,62	-87,62	-5,9	-0,13
jul/97	1.270,00	1.319,14	-49,14	-3,86	-0,08
ago/97	956,00	844,00	111,99	11,71	0,29
set/97	461,00	384,27	76,72	16,64	0,42
out/97	144,00	99,12	44,87	31,16	0,88
nov/97	34,00	22,42	11,57	34,05	0,98
dez/97	1,00	6,30	-5,3	-530,37	-4,34
jan/98	7,00	7,07	-0,07	-1,14	-0,02
fev/98	136,00	73,32	62,67	46,08	1,45
mar/98	748,00	494,78	253,21	33,85	0,97
abr/98	1.370,00	1.285,35	84,64	6,17	0,15
mai/98	1.730,00	1.760,91	-30,91	-1,78	-0,04
jun/98	1.505,00	1.839,22	-334,22	-22,2	-0,47
jul/98	1.168,00	1.669,71	-501,71	-42,95	-0,84
ago/98	995,00	1.300,54	-305,54	-30,7	-0,63
set/98	739,00	954,20	-215,2	-29,12	-0,6
out/98	497,00	631,97	-134,97	-27,15	-0,56
nov/98	202,00	401,21	-199,21	-98,62	-1,61
dez/98	85,00	104,94	-19,94	-23,46	-0,49
jan/99	81,00	29,00	51,99	64,18	2,42
fev/99	218,00	79,98	138,01	63,31	2,36
mar/99	728,00	546,28	181,71	24,96	0,67
abr/99	1.285,00	1.374,19	-89,19	-6,94	-0,15
mai/99	1.600,00	1.641,66	-41,66	-2,6	-0,06
jun/99	1.496,00	1.474,80	21,19	1,41	0,03
jul/99	1.149,00	1.259,38	-110,38	-9,6	-0,21
ago/99	910,00	1.095,13	-185,13	-20,34	-0,43
set/99	597,00	1.006,36	-409,36	-68,57	-1,23
out/99	401,00	826,44	-425,44	-106,09	-1,7
nov/99	205,00	537,07	-332,07	-161,98	-2,27
dez/99	110,00	188,82	-78,82	-71,66	-1,27
jan/00	69,00	59,07	9,92	14,38	0,36
fev/00	219,00	144,84	74,15	33,86	0,97
mar/00	743,00	662,62	80,37	10,81	0,26
abr/00	1.313,00	1.393,86	-80,86	-6,15	-0,14
mai/00	1.722,00	1.538,58	183,41	10,65	0,26
jun/00	1.804,00	1.312,36	491,63	27,25	0,75
jul/00	1.884,00	976,69	907,3	48,15	1,54
ago/00	1.551,00	775,86	775,13	49,97	1,63
set/00	1.134,00	651,53	482,46	42,54	1,3
out/00	573,00	627,32	-54,32	-9,48	-0,21
nov/00	347,00	578,30	-231,3	-66,65	-1,2
dez/00	246,00	375,09	-129,09	-52,47	-0,99

Fonte: Sisren Windows 1.50 (2005)

Tabela B.7 - Resíduos da quantidade exportada de soja em grãos (1997-2004)
(continuação)

Data	Valor observado	Valor Calculado	Resíduo	Resíduo relativo	Resíduo / DP
jan/01	168,00	236,18	-68,18	-40,58	-0,8
fev/01	430,00	330,58	99,41	23,12	0,62
mar/01	996,00	767,66	228,33	22,92	0,61
abr/01	1.812,00	1.356,86	455,13	25,11	0,68
mai/01	2.395,00	1.523,95	871,04	36,36	1,06
jun/01	2.382,00	1.494,78	887,21	37,24	1,09
jul/01	2.367,00	1.407,82	959,17	40,52	1,22
ago/01	1.984,00	1.329,04	654,95	33,01	0,94
set/01	1.609,00	1.254,42	354,57	22,03	0,58
out/01	841,00	1.059,46	-218,46	-25,97	-0,54
nov/01	416,00	763,44	-347,44	-83,51	-1,43
dez/01	187,00	279,37	-92,37	-49,39	-0,94
jan/02	150,00	167,39	-17,39	-11,59	-0,25
fev/02	292,00	346,44	-54,44	-18,64	-0,4
mar/02	813,00	1.015,03	-202,03	-24,85	-0,52
abr/02	1.207,00	1.651,42	-444,42	-36,82	-0,73
mai/02	1.409,00	1.911,61	-502,61	-35,67	-0,71
jun/02	1.708,00	2.097,85	-389,85	-22,82	-0,48
jul/02	1.854,00	2.169,01	-315,01	-16,99	-0,37
ago/02	2.718,00	2.013,04	704,95	25,93	0,7
set/02	2.411,00	1.919,68	491,31	20,37	0,53
out/02	2.001,00	1.693,93	307,06	15,34	0,39
nov/02	904,00	1.409,23	-505,23	-55,88	-1,04
dez/02	425,00	584,87	-159,87	-37,61	-0,75
jan/03	331,00	257,52	73,47	22,19	0,59
fev/03	581,00	436,63	144,36	24,84	0,67
mar/03	1.463,00	1.245,83	217,16	14,84	0,37
abr/03	2.493,00	2.191,37	301,62	12,09	0,3
mai/03	2.892,00	2.375,30	516,69	17,86	0,46
jun/03	2.542,00	2.464,82	77,17	3,03	0,07
jul/03	2.275,00	2.474,27	-199,27	-8,75	-0,19
ago/03	2.165,00	2.414,99	-249,99	-11,54	-0,25
set/03	2.256,00	2.282,78	-26,78	-1,18	-0,02
out/03	1.606,00	1.947,42	-341,42	-21,25	-0,45
nov/03	991,00	1.558,32	-567,32	-57,24	-1,06
dez/03	400,00	850,70	-450,7	-112,67	-1,77
jan/04	377,00	490,77	-113,77	-30,17	-0,62
fev/04	792,00	588,98	203,01	25,63	0,69
mar/04	1.347,00	1.214,91	132,08	9,8	0,24
abr/04	2.085,00	1.887,44	197,55	9,47	0,23
mai/04	2.795,00	2.134,92	660,07	23,61	0,63
jun/04	2.921,00	2.203,48	717,51	24,56	0,66
jul/04	2.700,00	2.101,63	598,36	22,16	0,59
ago/04	2.226,00	1.910,71	315,28	14,16	0,36
set/04	1.736,00	1.574,46	161,53	9,3	0,23
out/04	1.229,00	1.262,62	-33,62	-2,73	-0,06
nov/04	599	976,69	-377,69	-63,05	-1,15

Fonte: Sisren Windows 1.50 (2005)

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)